

СОВРЕМЕННЫЕ МЕТОДЫ АНАЛИЗА ВЕЩЕСТВ И МАТЕРИАЛОВ

Научная статья

УДК 53.089.68:533.58

<https://doi.org/10.20915/2077-1177-2023-19-3-77-91>



Алгоритмы оценивания однородности стандартных образцов состава и свойств дисперсных и монолитных материалов

Е. П. Собина¹  , П. М. Аронов¹, П. В. Мигаль¹ , О. Н. Кремлева¹ , В. В. Студенок¹ ,
В. А. Фирсанов¹, С. В. Медведевских² 

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

 sobina_egor@uniim.ru

²ФГУП «Всероссийский научно-исследовательский институт метрологии им. Д. И. Менделеева»,
г. Санкт-Петербург, Россия

Аннотация: Производство, характеристика и сертификация (аттестация) стандартных образцов (СО) является ключевой деятельностью в обеспечении метрологической прослеживаемости результатов измерений в самых различных отраслях промышленности. Одним из источников неопределенности СО является стандартная неопределенность от неоднородности. Оценивание стандартной неопределенности базируется на методе дисперсионного анализа в соответствии с ГОСТ 8.531-2002, ISO Guide 35:2017.

Основное отличие разработанных алгоритмов от ISO Guide 35:2017 – это проработка конкретных алгоритмов, пригодных для расчета и автоматизации, основное отличие от ГОСТ 8.531-2002 – это актуализация расчета стандартной неопределенности от неоднородности, когда она сравнима со стандартной неопределенностью измерений типа А. Разработанные алгоритмы опробованы на различных примерах, в том числе на модельных данных доказана их применимость.

Целью исследования являлась разработка алгоритмов расчета стандартной неопределенности от неоднородности СО состава и свойств дисперсных и монолитных материалов.

В задачи исследования входило проведение анализа алгоритмов, изложенных в ГОСТ 8.531-2002 и ISO Guide 35:2017, и на основе данных алгоритмов – разработка и апробация новых алгоритмов расчета стандартной неопределенности от неоднородности.

Результаты исследований показали, что для оценки неопределенности от неоднородности более эффективно использовать подход, изложенный в ISO Guide 35:2017, который модернизирован и учитывает массу наименьшей представительной пробы. Отдельно следует отметить, что разработанный алгоритм применим как для исследования показателей состава, так и свойств твердых и жидких веществ и материалов.

Таким образом, для гармонизации ГОСТ 8.531-2002 и ISO Guide 35:2017, а также для повышения доверия к результатам определения метрологических характеристик СО в России и обеспечения единства измерений на международном уровне модернизированные алгоритмы будут использованы при пересмотре ГОСТ 8.531-2002.

Ключевые слова: стандартная неопределенность от неоднородности, однофакторный и двухфакторный дисперсионный анализ, наименьшая представительная проба

Ссылка при цитировании: Алгоритмы оценивания однородности стандартных образцов состава и свойств дисперсных и монолитных материалов / Е. П. Собина [и др.] // Эталоны. Стандартные образцы. 2023. Т. 19, № 3. С. 77–91. <https://doi.org/10.20915/2077-1177-2023-19-3-77-91>

Статья поступила в редакцию 12.12.2022; одобрена после рецензирования 25.02.2023; принята к публикации 25.04.2023.

MODERN METHODS OF ANALYSIS OF SUBSTANCES AND MATERIALS

Research Article

Algorithms for Homogeneity Testing of Reference Materials of Dispersed and Solid Materials

Egor P. Sobina¹  , Petr M. Aronov¹, Pavel V. Migal¹ ,
Olga N. Kremleva¹ , Valeriya V. Studenok¹ , Valeriy A. Firsanov¹, Sergey V. Medvedevskikh² 

¹UNIIM – Affiliated Branch of the D. I. Mendeleev Institute for Metrology, Yekaterinburg, Russia

 sobina_egor@uniim.ru

²D. I. Mendeleev Institute for Metrology, St. Petersburg, Russia

Abstract: Production, characterization and certification of reference materials (RMs) are key activities in ensuring the metrological traceability of measurement results in various industries. One of the sources of RM uncertainty is the standard uncertainty due to heterogeneity. Estimation of the standard uncertainty is based on the analysis-of-variance method in accordance with GOST 8.531-2002, ISO Guide 35:2017.

The main difference between the developed algorithms and ISO Guide 35:2017 is the elaboration of specific algorithms suitable for calculation and automation, the main difference from GOST 8.531-2002 is the updating of the calculation of the standard uncertainty due to heterogeneity when it is comparable to the standard measurement uncertainty of type A. The developed algorithms have been tested on various examples, and their applicability has been proven on model data. The aim of the study was to develop algorithms for calculating the standard uncertainty due to heterogeneity of the RM for the composition and properties of dispersed and solid materials.

The objectives of the study were to analyze the algorithms set forth in GOST 8.531-2002 and ISO Guide 35:2017, and to develop and test new algorithms for calculating the standard uncertainty due to heterogeneity based on these algorithms. The research results have shown that it is more efficient to use the approach set out in ISO Guide 35:2017 to estimate the uncertainty due to heterogeneity, modernized and taking into account the mass of the smallest representative sample. Separately, it should be noted that the developed algorithm is applicable both for studying the indicators of the composition, and properties of solid and liquid substances, and materials.

Thus, the updated algorithms will be used in the revision of GOST 8.531-2002 to harmonize GOST 8.531-2002 and ISO Guide 35:2017, as well as to increase confidence in the results of determining the metrological characteristics of RMs in Russia and ensure the uniformity of measurements at the international level.

Keywords: standard uncertainty due to heterogeneity, one-way analysis of variance, two-way analysis of variance, smallest representative sample

For citation: Sobina E. P., Aronov P. M., Migal P. V., Kremleva O. N., Studenok V. V., Firsanov V. A. et al. Algorithms for homogeneity testing of reference materials of dispersed and solid substances. *Measurement Standards. Reference Materials.* 2022;19(3):77–91. <https://doi.org/10.20915/2077-1177-2023-19-3-77-91>

The article was submitted 12.12.2022; approved after reviewing 12.12.2022; accepted for publication 25.04.2023.

Введение

Обеспечение единства физико-химических измерений в стране является важной задачей. Одним из основных средств метрологического обеспечения физико-химических измерений, применяемых для поверки и калибровки средств измерений, а также для построения

градуировочной (калибровочной) характеристики и контроля точности аттестованных и стандартизованных методик измерений, являются стандартные образцы (СО). Производство и характеристика СО – ключевая деятельность для обеспечения метрологической прослеживаемости результатов измерений при производстве веществ

и материалов, для обеспечения безопасности жизни и здоровья человека, окружающей среды, для контроля качества продукции. Основные метрологические требования к СО, порядок их разработки и утверждения (признания) изложены в межгосударственном стандарте ГОСТ 8.315-2019. Одним из источников неопределенности СО является стандартная неопределенность от неоднородности. Оценивание стандартной неопределенности базируется на методе дисперсионного анализа в соответствии с ГОСТ 8.531-2002, ISO Guide 35:2017, а также рассмотрено в работах [1–6].

В России и странах СНГ для оценивания неоднородности широкое распространение получил ГОСТ 8.531-2002. Алгоритмы ГОСТ 8.531-2002 широко и успешно применяются при оценивании неоднородности СО: химического состава и свойств наноматериалов, состава золотосодержащих руд, состава (агрехимических показателей) чернозема типичного, а также природных и техногенных сред [1–6]. Стоит отметить, что основным преимуществом ГОСТ 8.531-2002 является описание конкретных алгоритмов (последовательность формул) с указанием минимального числа отбираемых проб и проводимых в них повторных измерений, а также учет массы анализируемых навесок и минимальной представительной пробы при вычислении стандартной неопределенности от неоднородности.

При этом в других странах при определении метрологических характеристик СО применяется ISO Guide 35:2017, который имеет заметные отличия от национального документа при обработке результатов измерений при оценивании неоднородности, в случае, когда стандартная неопределенность от неоднородности сравнима со стандартной неопределенностью измерений типа А.

В качестве основных предпосылок по внесению изменений в алгоритмы, изложенные в ГОСТ 8.531-2002, можно выделить следующие:

- не изложены статистические модели, на которых базируется оценка стандартного отклонения от неоднородности;

- в случае, когда стандартное отклонение от неоднородности сравнимо со случайной погрешностью измерений, алгоритмы ГОСТ 8.531-2002 отличаются от международного стандарта ISO Guide 35:2017, что приводит к другим значениям оценок, как правило, заниженным значениям стандартного отклонения от неоднородности;

- для оценки однородности монолитных материалов приведен лишь частный алгоритм обработки данных для числа аналитических поверхностей и числа повторных измерений, равных 2;

- отсутствует возможность обработки данных с пропущенными экспериментальными значениями, которые неизбежно происходят на практике ввиду появления выбросов;

- область применения ограничена только для СО состава, хотя общие алгоритмы могут быть справедливы и для СО свойств.

Таким образом, для повышения доверия к результатам определения метрологических характеристик СО в России на международном уровне необходима гармонизация межгосударственного стандарта ГОСТ 8.531-2002 и международного ISO Guide 35:2017.

Целью статьи является разработка конкретных алгоритмов, пригодных для оценивания однородности СО состава и свойств дисперсных и монолитных материалов.

В задачи исследования входит следующее: проведение анализа алгоритмов подхода при расчете стандартной неопределенности от неоднородности в соответствии с межгосударственным стандартом ГОСТ 8.531-2002 и международным ISO Guide 35:2017; разработка алгоритмов расчета стандартной неопределенности от неоднородности; опробование на различных примерах, в том числе на модельных данных для доказательства их применимости.

Теоретическая часть

Оценивание однородности дисперсных материалов

Для исследования неоднородности СО случайным образом отбирается I экземпляров СО. Отбор экземпляров проводят после приготовления и фасовки материала СО. Масса каждого экземпляра СО должна быть достаточной для проведения J повторных измерений аттестуемой характеристики. Для повторных измерений проводят отбор навесок массой m .

Статистическая модель результатов измерений, на основе которой базируется алгоритм оценивания, имеет вид:

$$x_{ij} = x + b_i + e_{ij}, \quad i = \overline{1, I}, \quad j = \overline{1, J}, \quad (1)$$

где x – среднее значение аттестуемой характеристики в материале СО;

b_i – отклонение содержания от среднего значения в i -м экземпляре СО;

e_{ij} – случайная погрешность измерения содержания в i -м экземпляре СО при j -м повторном измерении.

Предполагается, что $\{b_i\}$, $\{e_{ij}\}$ представляют собой выборки независимых случайных величин из различных нормальных совокупностей, соответственно, справедливо:

$$\begin{aligned} E[b_i] &= E[e_{ij}] = 0, \\ E[b_i^2] &= \sigma_b^2, \\ E[e_{ij}^2] &= \sigma_e^2, i = \overline{1, I}, j = \overline{1, J}, \end{aligned} \quad (2)$$

где σ_b^2 – дисперсия, обусловленная неоднородностью экземпляров СО массой m материала СО;

σ_e^2 – дисперсия случайных погрешностей измерений.

Результаты измерений при оценивании характеристики однородности обрабатывают в следующем порядке.

Вычисляют среднее арифметическое значение аттестуемой характеристики СО

$$\hat{x} = \bar{x}_{**} = \frac{1}{I \cdot J} \sum_{i,j} x_{ij}. \quad (3)$$

Вычисляют средние арифметические значения аттестуемой характеристики СО в каждом экземпляре СО

$$\bar{x}_{i*} = \frac{1}{J} \sum_j x_{ij}. \quad (4)$$

Вычисляют оценки отклонений аттестуемой характеристики от среднего в экземплярах СО

$$\hat{b}_i = \bar{x}_{i*} - \bar{x}_{**}, i = \overline{1, I}. \quad (5)$$

Вычисляют оценки случайных погрешностей при повторных измерениях

$$\hat{e}_{ij} = x_{ij} - \hat{x} - \hat{b}_i = x_{ij} - \bar{x}_{i*}, i = \overline{1, I}, j = \overline{1, J}. \quad (6)$$

Вычисляют оценку дисперсии (выборочную дисперсию) случайных погрешностей

$$\begin{aligned} \hat{\sigma}_e^2 &= \frac{1}{I \cdot (J-1)} \sum_{i,j} \hat{e}_{ij}^2 = S_e^2 = \\ &= \frac{1}{I \cdot (J-1)} \sum_{i,j} (x_{ij} - \bar{x}_{i*})^2. \end{aligned} \quad (7)$$

Оценка является несмещенной, то есть $E[S_e^2] = \sigma_e^2$.

Вычисляют выборочную дисперсию среднего значения в экземплярах СО

$$S_b^2 = \frac{1}{(I-1)} \sum_i (\hat{b}_i)^2 = \frac{1}{(I-1)} \sum_i (\bar{x}_{i*} - \bar{x}_{**})^2. \quad (8)$$

Выборочная дисперсия (8) является смещенной оценкой дисперсии неоднородности σ_b^2 , так как

$$E[S_b^2] = \sigma_b^2 + \frac{\sigma_e^2}{J}. \quad (9)$$

Несмещенной оценкой дисперсии, обусловленной неоднородностью СО, могла бы служить разность $S_b^2 - \frac{S_e^2}{J}$,

но она не является положительно определенной и может принимать отрицательные значения.

Поэтому окончательно вычисляют оценку дисперсии, обусловленную неоднородностью аттестуемого компонента СО, по формуле

$$\hat{\sigma}_b^2 = \max\left(S_b^2 - \frac{S_e^2}{J}, \frac{S_e^2}{J} \cdot \sqrt{\frac{2}{I \cdot (J-1)}}\right), \quad (10)$$

где $u\left(\frac{S_e^2}{J}\right) = \frac{S_e^2}{J} \cdot \sqrt{\frac{2}{I \cdot (J-1)}}$ является оценкой стандарт-

ной неопределенности величины $\frac{S_e^2}{J}$, случайные колебания которой могут сделать разность $S_b^2 - \frac{S_e^2}{J}$ малой

положительной или даже отрицательной, когда

$$\sigma_b^2 \approx u\left(\frac{S_e^2}{J}\right).$$

Стандартную неопределенность, обусловленную неоднородностью аттестуемого значения СО, соответствующую наименьшей представительной пробе СО массой Δm , оценивают по формуле

$$u_h = \sigma_h = \hat{\sigma}_b \sqrt{\frac{m}{\Delta m}}, \quad (11)$$

где Δm – наименьшая представительная проба СО.

Отметим, что алгоритм ГОСТ 8.531-2002 идентичен изложенному, однако, в случае, когда разность $S_b^2 - \frac{S_e^2}{J}$

является отрицательной, оценка стандартной неопределенности от неоднородности рассчитывается по формуле

$$u_h = \sigma_h = 1/3 \cdot S_e \sqrt{\frac{m}{\Delta m}}. \quad (12)$$

Отдельно следует отметить, что в ISO Guide 35:2017 не рассмотрен вопрос о наименьшей представительной пробе и навеске, подвергаемой анализу (по умолчанию предполагается, что $\Delta m = m$), т. к. на практике это не всегда выполняется, то нами в общем виде предлагаются формулы, учитывающие последнее обстоятельство.

Оценивание однородности монолитных материалов

Стоит отметить, что описанный далее подход может быть применен также при исследовании однородности дисперсных материалов в случае применения методов

измерений, требующих предварительного растворения пробы с возможностью проведения нескольких повторных измерений в растворе с целью выявления случайной составляющей погрешности.

Для исследования неоднородности СО случайным образом отбирается I экземпляров. Путем разрезания СО в случайных местах по длине (высоте) подготавливают $J \geq 2$ аналитических поверхностей. На каждой аналитической поверхности проводят $N \geq 2$ повторных измерений. Статистическая модель результатов измерений, на основе которой базируется алгоритм оценивания, имеет вид:

$$x_{ijn} = x + b_i + w_{ij} + e_{ijn}, i = \overline{1, I}, j = \overline{1, J}, n = \overline{1, N}, \quad (13)$$

где x – среднее содержание аттестуемого компонента в материале СО;

b_i – отклонение среднего содержания аттестуемого компонента в i -м отобранном экземпляре СО от среднего значения в материале СО;

w_{ij} – отклонение содержания аттестуемого компонента на j -й аналитической поверхности от среднего значения в i -м экземпляре СО;

e_{ijn} – случайная погрешность n -ого повторного измерения содержания аттестуемого компонента на j -й аналитической поверхности в i -м экземпляре СО.

Предполагается, что $\{b_i\}, \{w_{ij}\}, \{e_{ijn}\}$ представляют собой выборки независимых случайных величин из различных нормальных совокупностей, соответственно, справедливо:

$$\begin{aligned} E[b_i] &= E[w_{ij}] = E[e_{ijn}] = 0, \\ E[b_i^2] &= \sigma_b^2 \\ E[w_{ij}^2] &= \sigma_w^2 \\ E[e_{ijn}^2] &= \sigma_e^2, i = \overline{1, I}, j = \overline{1, J}, n = \overline{1, N}, \end{aligned} \quad (14)$$

где σ_b^2 – дисперсия неоднородности материала между экземплярами СО;

σ_w^2 – дисперсия неоднородности материала внутри каждого экземпляра СО;

σ_e^2 – дисперсия случайных погрешностей измерений.

Результаты измерений при оценивании характеристики однородности обрабатывают в следующем порядке.

Вычисляют среднее арифметическое содержания аттестуемого компонента СО

$$\hat{x} = \bar{x}_{***} = \frac{1}{I \cdot J \cdot N} \sum_{i,j,n} x_{ijn}. \quad (15)$$

Вычисляют среднее арифметическое содержания аттестуемого компонента в различных экземплярах СО

$$\bar{x}_{j**} = \frac{1}{J \cdot N} \sum_{n,j} x_{ijn}. \quad (16)$$

Вычисляют среднее арифметическое содержания аттестуемого компонента на различных аналитических поверхностях различных экземпляров СО

$$\bar{x}_{ij*} = \frac{1}{N} \sum_n x_{ijn}. \quad (17)$$

Вычисляют оценки величины неоднородности внутри каждого экземпляра СО

$$\hat{w}_{ij} = \bar{x}_{ij*} - \bar{x}_{i**}, i = \overline{1, I}, j = \overline{1, J}. \quad (18)$$

Вычисляют оценки величины неоднородности между экземплярами СО

$$\hat{b}_i = \bar{x}_{i**} - \bar{x}_{***}, i = \overline{1, I}. \quad (19)$$

Вычисляют оценки величины случайных погрешностей при повторных измерениях

$$\begin{aligned} \hat{e}_{ijn} &= x_{ijn} - \hat{x} - \hat{b}_i - \hat{w}_{ij} = x_{ijn} - \bar{x}_{ij*}, \\ i &= \overline{1, I}, j = \overline{1, J}, n = \overline{1, N}. \end{aligned} \quad (20)$$

Вычисляют оценку дисперсии случайных погрешностей

$$\begin{aligned} \hat{\sigma}_e^2 &= \frac{1}{I \cdot J \cdot (N-1)} \sum_{i,j,n} \hat{e}_{ijn}^2 = S_e^2 = \\ &= \frac{1}{I \cdot J \cdot (N-1)} \sum_{i,j,n} (x_{ijn} - \bar{x}_{ij*})^2. \end{aligned} \quad (21)$$

Оценка является несмещенной, то есть $E[S_e^2] = \sigma_e^2$. Вычисляют выборочную дисперсию неоднородности внутри образцов

$$\begin{aligned} S_w^2 &= \frac{1}{I \cdot (J-1)} \sum_{i,j} (\hat{w}_{ij})^2 = \\ &= \frac{1}{I \cdot (J-1)} \sum_{i,j} (\bar{x}_{ij*} - \bar{x}_{i**})^2. \end{aligned} \quad (22)$$

Выборочная дисперсия (22) является смещенной оценкой дисперсии неоднородности внутри образцов

$$\sigma_w^2, \text{ так как } E[S_w^2] = \sigma_w^2 + \frac{\sigma_e^2}{N}.$$

Вычисляют оценку дисперсии неоднородности внутри экземпляров СО

$$\hat{\sigma}_w^2 = \max(S_w^2 - \frac{S_e^2}{N}, \frac{S_e^2}{N} \cdot \sqrt{\frac{2}{I \cdot J \cdot (N-1)}}) = S_{мик}^2. \quad (23)$$

Здесь величина $u\left(\frac{S_e^2}{N}\right) = \frac{S_e^2}{N} \cdot \sqrt{\frac{2}{I \cdot J(N-1)}}$ является оценкой стандартной неопределенности (СКО) величины $\frac{S_e^2}{N}$.

Вычисляют выборочную дисперсию неоднородности между экземплярами СО

$$S_b^2 = \frac{1}{(I-1)} \sum_i (\hat{b}_i)^2 = \frac{1}{(I-1)} \sum_i (\bar{x}_{i**} - \bar{x}_{***})^2. \quad (24)$$

Выборочная дисперсия (24) является смещенной оценкой дисперсии неоднородности между экземплярами СО, так как $E[S_b^2] = \sigma_b^2 + \frac{\sigma_w^2}{J} + \frac{\sigma_e^2}{J \cdot N}$.

Вычисляют оценку дисперсии неоднородности между экземплярами СО

$$\hat{\sigma}_b^2 = \max\left(S_b^2 - \frac{S_w^2}{J}, \frac{S_w^2}{J} \cdot \sqrt{\frac{2}{I \cdot (J-1)}}\right) = S_{\max}^2. \quad (25)$$

Здесь величина $u\left(\frac{S_w^2}{J}\right) = \frac{S_w^2}{J} \cdot \sqrt{\frac{2}{I \cdot (J-1)}}$ является оценкой стандартной неопределенности (СКО) величины $\frac{S_w^2}{J}$.

Стандартную неопределенность (стандартное отклонение), обусловленную(ое) неоднородностью аттестуемого значения СО, рассчитывают по формуле:

$$u_h = S_h = \sqrt{S_{\max}^2 + S_{\min}^2}. \quad (26)$$

Экспериментальная часть

На основе разработанных алгоритмов проведена апробация расчета оценки стандартной неопределенности от неоднородности СО на характерных примерах. Было рассмотрено шесть примеров. Отличительной чертой каждого примера являлось:

пример 1 – рассмотрены реальные экспериментальные данные, полученные на дисперсном материале, для которого имеется значимая стандартная неопределенность от неоднородности;

пример 2 – рассмотрены реальные экспериментальные данные, полученные на дисперсном материале, для которого имеется стандартная неопределенность от неоднородности, которая сравнима со стандартной неопределенностью измерений типа А;

пример 3–5 – рассмотрены модельные данные, полученные методом Монте-Карло для различного количества отбираемых экземпляров дисперсного материала СО;

пример 6 – рассмотрены реальные экспериментальные данные, полученные на монолитном материале.

Рассмотрим несколько характерных примеров при оценивании неоднородности дисперсных материалов

Пример № 1. Материал СО – калий хлористый флотационный. Аттестуемый компонент – ионы калия (K^+), аттестованная характеристика – массовая доля ионов калия, %. Количество отобранных экземпляров СО $I=10$, количество повторных измерений в экземплярах СО $J=2$. Масса проб $m=1$ г. Результаты измерений представлены в табл. 1. В примере с выполненными расчетами специально записаны конечные и промежуточные числа вычислений с 4 знаком после запятой.

Таблица 1. Результаты измерений массовой доли ионов калия (в процентах)

Table 1. The measurement results of the mass fraction of potassium ions (percentage)

Номер экземпляра СО	Номер результата измерений		\bar{x}_{i*}
	1	2	
1	47,32	47,16	47,24
2	47,37	47,73	47,55
3	47,39	47,34	47,37
4	46,98	47,55	47,27
5	47,67	47,55	47,61
6	47,64	47,68	47,66
7	47,75	47,68	47,72
8	47,69	47,63	47,66
9	47,55	47,67	47,61
10	47,60	47,67	47,64

По результатам, приведенным в табл. 1, вычисляют по формуле (4) средние результаты по пробам \bar{x}_{i*} , $i=1, \dots, 10$ и записывают их в последнюю графу табл. 1. Вычисляют по формуле (7) значение оценки дисперсии погрешностей измерений $S_e^2=0,0263$. Вычисляют по формуле (3) общее среднее $\bar{x}_{***}=47,5310$ и по формуле (8) выборочную дисперсию средних между

пробами $S_b^2 = 0,0304$, затем вычисляют разность

$$S_b^2 - \frac{S_e^2}{J} = 0,0304 - \frac{0,0263}{2} = 0,0173 \text{ и}$$

величину

$$u\left(\frac{S_e^2}{J}\right) = \frac{S_e^2}{J} \cdot \sqrt{\frac{2}{I \cdot (J-1)}} = \\ = \frac{0,0263}{2} \cdot \sqrt{\frac{2}{10 \cdot (2-1)}} = 0,0059$$

Так как $0,0173 > 0,0059$, то по формуле (10) для оценки дисперсии неоднородности получают $\hat{\sigma}_b^2 = 0,0173$. В данном случае СКО от неоднородности материала действительно больше, чем СКО прецизионности измерений, и алгоритмы, изложенные в ISO Guide 35:2017 и ГОСТ 8.531-2002, приводят к одинаковым оценкам стандартной неопределенности от неоднородности. С учетом того что масса наименьшей представительной пробы $\Delta m = m = 1$ г и формулы (11) для максимального значения СКО неоднородности в образце получают

$$u_h = S_h = \sqrt{0,0173 \cdot \frac{1,0}{1,0}} = 0,1314 \%$$

Пример № 2. Материал СО – калий хлористый флотационный. Аттестуемый компонент – хлорид калия (KCl), аттестованная характеристика – массовая доля хлорида калия, %. Количество отобранных экземпляров СО $I = 10$, количество повторных измерений в экземплярах СО $J = 2$. Масса проб $m = 1$ г. Результаты измерений представлены в табл. 2. В примере с выполненными расчетами специально записаны конечные и промежуточные числа вычислений с 4 знаком после запятой.

В том же порядке, как и в первом примере, вычисляют

$$S_e^2 = 0,1367, \bar{x}_{**} = 95,5698, S_b^2 = 0,0639,$$

$$S_b^2 - \frac{S_e^2}{J} = -0,0044,$$

$$u\left(\frac{S_e^2}{J}\right) = \frac{S_e^2}{J} \cdot \sqrt{\frac{2}{I \cdot (J-1)}} = 0,0306$$

Таким образом, величина $S_b^2 - \frac{S_e^2}{J}$ является отрицательной и не может быть принята в качестве оценки дисперсии неоднородности, согласно ISO Guide 35:2017

Таблица 2. Результаты измерений массовой доли хлорида калия (в процентах)

Table 2. The measurement results of the mass fraction of potassium chloride (percentage)

Номер экземпляра СО	Номер результата измерений		\bar{x}_{i^*}
	1	2	
1	95,32	94,92	95,120
2	95,44	95,50	95,470
3	95,32	96,415	95,868
4	94,90	95,40	95,150
5	95,51	95,77	95,640
6	95,65	95,94	95,795
7	95,40	95,81	95,605
8	95,51	95,94	95,725
9	95,37	95,95	95,660
10	95,40	95,93	95,665

$$\hat{\sigma}_b^2 = \max(-0,0044, 0,0306) = 0,0306$$

$$u_h = S_h = 0,1749 \%$$

При этом следует отметить, что если проводить расчет по ГОСТ 8.531-2002, то необходимо использовать формулу (12), в этом случае стандартная неопределенность от неоднородности составит

$$u_h = S_h = 0,1233 \%$$

Этот пример показывает, что недооценка стандартной неопределенности от неоднородности по ГОСТ 8.531-2002 составила 1,4 раза (по сравнению с алгоритмами, изложенными ISO Guide 35:2017).

Рассмотрим отношение оценок стандартных неопределенностей на основе ISO Guide 35:2017 (11) и ГОСТ 8.531-2002

в случае, когда разность $S_b^2 - \frac{S_e^2}{J}$ является отрицательной

$$K(I, J) = \frac{u_h(ISO)}{u_h(GOST)} = 3 \cdot J^{-1/2} \cdot \left(\frac{2}{I \cdot (J-1)}\right)^{1/4}. \quad (27)$$

Анализ выражения (27) показывает, что соотношение между интересующими оценками зависит только от исследуемых образцов и количества наблюдений в них, т. е. от объема экспериментальных исследований. Зависимость $K(I, J)$ приведена на рис. 1.

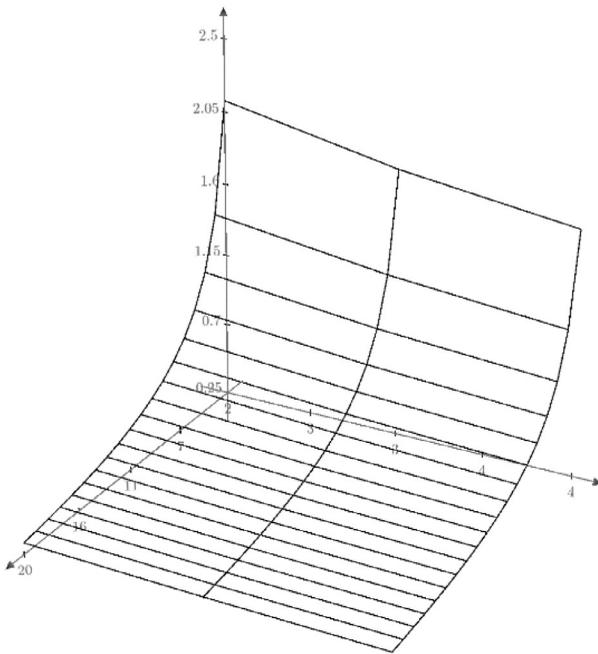


Рис. 1. Зависимость $K(I, J)$ от числа отбираемых экземпляров стандартных образцов I и количества повторных наблюдений в них J

Fig. 1. The dependence of $K(I, J)$ on the number of samples of reference materials I and the number of duplicate observations in them J

В общем виде из данного графика видно, что при небольшом объеме эксперимента оценки стандартной неопределенности от неоднородности по ГОСТ 8.531-2002 будут занижены, тогда как при большом объеме эксперимента будет наблюдаться обратная картина и оценки стандартной неопределенности от неоднородности по ГОСТ 8.531-2002 будут завышены. Для наглядного ответа на вопрос, что такое «большой объем эксперимента» и не очень, рассмотрим численно методом Монте-Карло несколько характерных примеров для сравнения оценки неопределенности от неоднородности по ISO Guide 35:2017 и ГОСТ 8.531-2002.

Пример № 3: $I = 10, J = 2, N = 10^4, m = \Delta m = 1, \mu(S_b) = 0,12-0,45; \mu(Se) = 0,3; \sigma(S_b) = 0,015; \sigma(Se) = 0,015$; распределение нормальное. Результаты расчетов представлены на рис. 2, из которых, как уже было показано в примере № 2, наблюдаются заниженные оценки неопределенности от неоднородности в 1,4 раза, полученные по ГОСТ 8.531-2002, в сравнении с ISO Guide 35:2017.

Пример № 4: $I = 50, J = 2, N = 10^4, m = \Delta m = 1, \mu(S_b) = 0,12-0,45; \mu(Se) = 0,3; \sigma(S_b) = 0,015; \sigma(Se) = 0,015$. Результаты расчетов представлены на рис. 3, из которых видно, что наблюдаются близкие оценки неопределенности от неоднородности, полученные по ГОСТ 8.531-2002 и ISO Guide 35:2017.

Пример № 5: $I = 100, J = 2, N = 10^4, m = \Delta m = 1, \mu(S_b) = 0,12-0,45; \mu(Se) = 0,3; \sigma(S_b) = 0,015;$

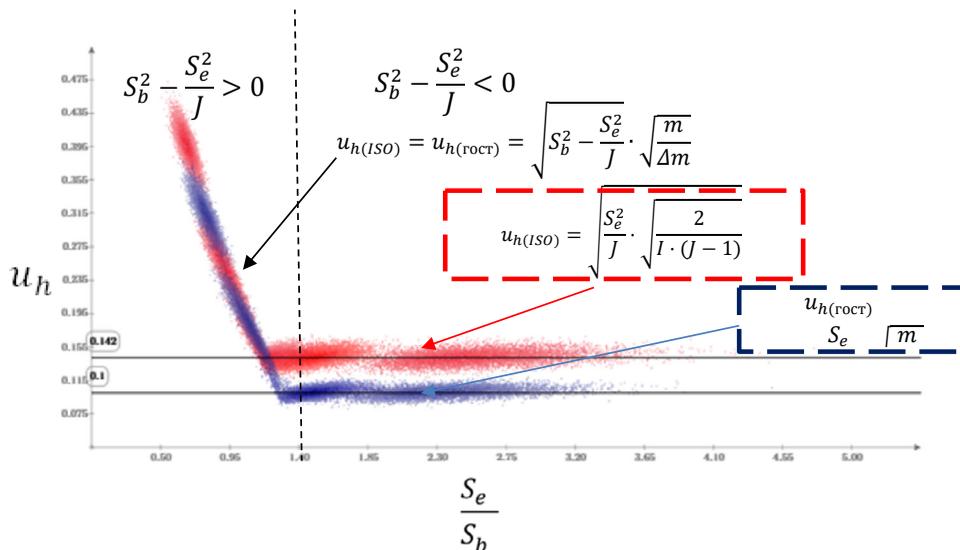


Рис. 2. Зависимость стандартной неопределенности от неоднородности от соотношения $\frac{S_e}{S_b}$ ($I = 10, J = 2, N = 10^4, m = \Delta m = 1,$

$\mu(S_b) = 0,12-0,45; \mu(Se) = 0,3; \sigma(S_b) = 0,015; \sigma(Se) = 0,015$; распределение нормальное)

Fig. 2. The dependence of the standard uncertainty due to heterogeneity on the ratio $\frac{S_e}{S_b}$ ($I = 10, J = 2, N = 10^4, m = \Delta m = 1,$

$\mu(S_b) = 0,12-0,45; \mu(Se) = 0,3; \sigma(S_b) = 0,015; \sigma(Se) = 0,015$; normal distribution)

$\sigma(Se) = 0,015$. Результаты расчетов представлены на рис. 4, из которых видно, что наблюдаются завышенные оценки неопределенности от неоднородности, полученные

по ГОСТ 8.531-2002, в сравнении с ISO Guide 35:2017. Пример 5 представлен больше в качестве теоретического варианта, т. к. на практике в большинстве случаев

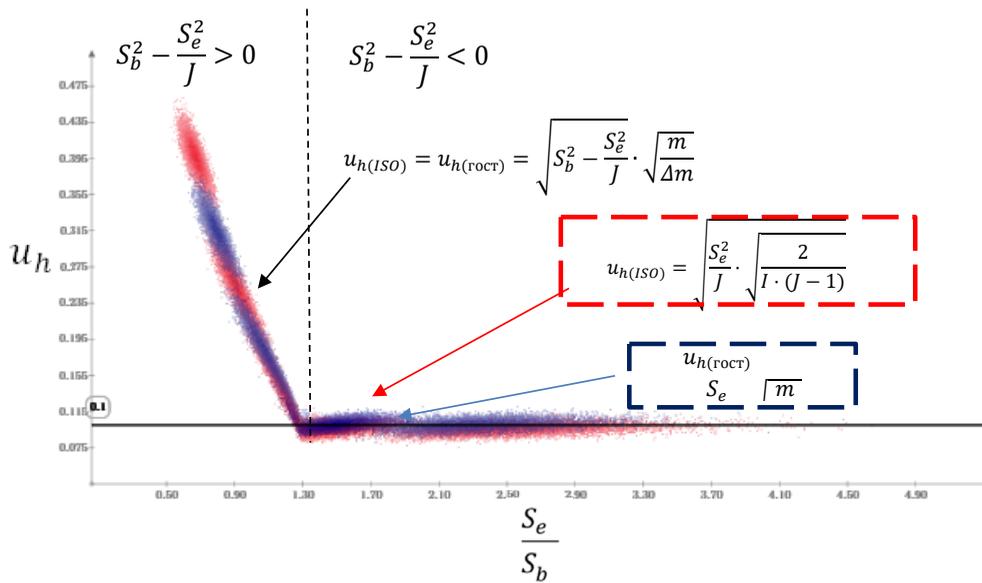


Рис. 3. Зависимость стандартной неопределенности от неоднородности от соотношения $\frac{S_e}{S_b}$ ($I=50, J=2, N=10^4, m=\Delta m=1,$

$\mu(S_b)=0,12-0,45; \mu(Se)=0,3; \sigma(S_b)=0,015; \sigma(Se)=0,015;$ распределение нормальное)

Fig. 3. The dependence of the standard uncertainty due to heterogeneity on the ratio $\frac{S_e}{S_b}$ ($I=50, J=2, N=10^4, m=\Delta m=1,$

$\mu(S_b)=0,12-0,45; \mu(Se)=0,3; \sigma(S_b)=0,015; \sigma(Se)=0,015;$ normal distribution)

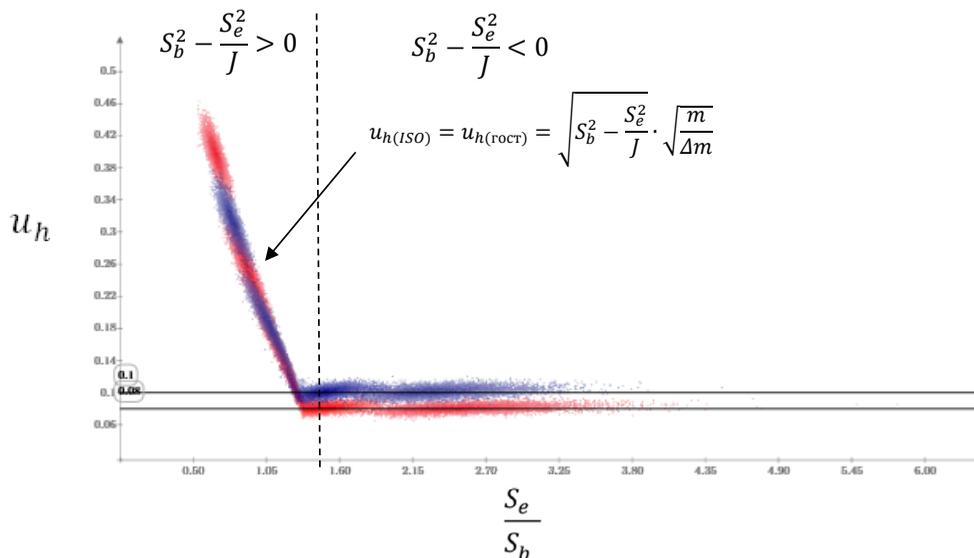


Рис. 4. Зависимость стандартной неопределенности от неоднородности от соотношения $\frac{S_e}{S_b}$ ($I=100, J=2, N=10^4, m=\Delta m=1,$

$\mu(S_b)=0,12-0,45; \mu(Se)=0,3; \sigma(S_b)=0,015; \sigma(Se)=0,015;$ распределение нормальное)

Fig. 4. The dependence of the standard uncertainty due to heterogeneity on the ratio $\frac{S_e}{S_b}$ ($I=100, J=2, N=10^4, m=\Delta m=1,$

$\mu(S_b)=0,12-0,45; \mu(Se)=0,3; \sigma(S_b)=0,015; \sigma(Se)=0,015;$ normal distribution)

экспериментальные исследования проводятся в значи- тельно меньшем объеме, как в примере № 3.

Рассмотрим характерный пример при оценивании неоднородности монолитных материалов

Пример № 6. Материал СО – бронза. Аттестуемый компонент – олово. Однородность СО исследована атомно-эмиссионным методом спектрального анали- за. Результаты измерений представлены в табл. 3. В при- мере с выполненными расчетами специально записаны конечные и промежуточные числа вычислений с боль- шим числом знаков после запятой.

На основе сумм столбцов табл. 3 по формулам (15) – (25) рассчитывают значения величин

$$\hat{x} = \bar{x}_{***} = 4,4449,$$

$$S_e^2 = 0.0115850,$$

$$S_w^2 = 0.03502950,$$

$$S_b^2 = 0.017910146,$$

$$S_w^2 - \frac{S_e^2}{N} = 0.0029237,$$

$$\begin{aligned} \text{а также } u\left(\frac{S_e^2}{N}\right) &= \frac{S_e^2}{N} \cdot \sqrt{\frac{2}{I \cdot J(N-1)}} = \\ &= \frac{0.01195850}{2} \cdot \sqrt{\frac{2}{2 \cdot 2(25-1)}} = 0.0011585 \end{aligned}$$

$$S_{мик}^2 = 0.0029237.$$

$$S_b^2 - \frac{S_w^2}{J} = 0.000395396,$$

$$\begin{aligned} \text{а также } u\left(\frac{S_w^2}{J}\right) &= \frac{S_w^2}{J} \cdot \sqrt{\frac{2}{I \cdot (J-1)}} = \\ &= \frac{0.0350295}{2} \cdot \sqrt{\frac{2}{25 \cdot (2-1)}} = 0.00495392 \end{aligned}$$

$$S_{мак}^2 = 0.00495392.$$

$$\begin{aligned} S_h &= \sqrt{S_{мик}^2 + S_{мак}^2} = \\ &= \sqrt{0.0029237 + 0.00495392} = 0.1849\%, \end{aligned}$$

что составляет 4,16% от среднего значения аттесту- емого компонента. При проведении расчетов в соот- ветствии с действующей редакцией ГОСТ 8.531-2002 стандартная неопределенность от неоднородности для данного примера составила 3,9%. Таким образом, вви- ду того, что для монолитных материалов в действо- ющей редакции заложено достаточно большое ко- личество измерений, то и значения стандартных не- определенностей по предлагаемому алгоритму в статье и в действующей редакции ГОСТ 8.531-2002 прак- тически одинаковы.

Таблица 3. Результаты измерений массовой доли олова (в процентах)

Table 3. Results of mass fraction measurements of tin (%)

Результаты измерений				\bar{x}_{ij^*}	$\bar{x}_{i^{**}}$	\hat{w}_{ij}^2	\hat{b}_i	\hat{e}_{ijn}^2	
Номер СО	Номер аналити- ческой поверх- ности	Номер измерения						Номер измерения	
		1	2					1	2
1	1	4,06	4,06	4,060	4,1075	0,002256250	0,113838760	0,000000000	0,000000000
	2	4,21	4,10	4,155		0,002256250		0,003025000	0,003025000
2	1	4,29	4,04	4,165	4,21	0,002025000	0,055178010	0,015625000	0,015625000
	2	4,21	4,3	4,255		0,002025000		0,002025000	0,002025000
3	1	4,22	4,26	4,240	4,39	0,022500000	0,003014010	0,000400000	0,000400000
	2	4,40	4,68	4,540		0,022500000		0,019600000	0,019600000
4	1	4,19	4,29	4,240	4,2875	0,002256250	0,024774760	0,002500000	0,002500000
	2	4,13	4,54	4,335		0,002256250		0,042025000	0,042025000

Продолжение табл. 3
Continuation of Tabl. 3

Результаты измерений				\bar{x}_{ij^*}	$\bar{x}_{i^{**}}$	\hat{w}_{ij}^2	\hat{b}_i^2	e_{ijn}^2	
Номер СО	Номер аналити- ческой поверх- ности	Номер измерения						Номер измерения	
		1	2					1	2
5	1	3,99	4,07	4,030	4,2375	0,043056250	0,043014760	0,001600000	0,001600000
	2	4,42	4,47	4,445		0,043056250		0,000625000	0,000625000
6	1	4,12	4,35	4,235	4,4475	0,045156250	0,000006760	0,013225000	0,013225000
	2	4,79	4,53	4,660		0,045156250		0,016900000	0,016900000
7	1	4,25	4,28	4,265	4,4275	0,026406250	0,000302760	0,000225000	0,000225000
	2	4,59	4,59	4,590		0,026406250		0,000000000	0,000000000
8	1	4,56	4,52	4,540	4,6175	0,006006250	0,029790760	0,000400000	0,000400000
	2	4,68	4,71	4,695		0,006006250		0,000225000	0,000225000
9	1	4,38	4,3	4,340	4,3425	0,000006250	0,010485760	0,001600000	0,020277760
	2	4,43	4,26	4,345		0,000006250		0,007225000	0,007225000
10	1	4,40	4,29	4,345	4,425	0,006400000	0,000396010	0,003025000	0,003025000
	2	4,55	4,46	4,505		0,006400000		0,002025000	0,002025000
11	1	4,25	4,51	4,380	4,455	0,005625000	0,000102010	0,016900000	0,016900000
	2	4,51	4,55	4,530		0,005625000		0,000400000	0,000400000
12	1	4,35	4,30	4,325	4,535	0,044100000	0,008118010	0,000625000	0,000625000
	2	4,71	4,78	4,745		0,044100000		0,001225000	0,001225000
13	1	4,41	4,39	4,400	4,4275	0,000756250	0,000302760	0,000100000	0,000100000
	2	4,48	4,43	4,455		0,000756250		0,000625000	0,000625000
14	1	4,08	4,15	4,115	4,385	0,072900000	0,003588010	0,001225000	0,001225000
	2	4,69	4,62	4,655		0,072900000		0,001225000	0,001225000
15	1	4,13	4,40	4,265	4,395	0,016900000	0,002490010	0,018225000	0,018225000
	2	4,44	4,61	4,525		0,016900000		0,007225000	0,007225000
16	1	4,80	4,67	4,735	4,6525	0,006806250	0,043097760	0,004225000	0,004225000
	2	4,54	4,60	4,570		0,006806250		0,000900000	0,000900000
17	1	4,23	4,36	4,295	4,4525	0,024806250	0,000057760	0,004225000	0,004225000
	2	4,53	4,69	4,610		0,024806250		0,006400000	0,006400000
18	1	4,55	4,64	4,595	4,6425	0,002256250	0,039045760	0,002025000	0,002025000
	2	4,82	4,56	4,690		0,002256250		0,016900000	0,016900000

Окончание табл. 3
End of Table 3

Результаты измерений				\bar{x}_{ij^*}	$\bar{x}_{i^{**}}$	\hat{w}_{ij}^2	\hat{b}_i^2	e^2_{ijn}	
Номер СО	Номер аналитической поверхности	Номер измерения						Номер измерения	
		1	2					1	2
19	1	4,20	4,45	4,325	4,54	0,046225000	0,009044010	0,015625000	0,015625000
	2	4,72	4,79	4,755		0,046225000		0,001225000	0,001225000
20	1	4,62	4,32	4,470	4,525	0,003025000	0,006416010	0,022500000	0,022500000
	2	4,55	4,61	4,580		0,003025000		0,000900000	0,000900000
21	1	4,34	4,44	4,390	4,5025	0,012656250	0,003317760	0,002500000	0,002500000
	2	4,63	4,60	4,615		0,012656250		0,000225000	0,000225000
22	1	4,44	4,64	4,540	4,5825	0,001806250	0,018933760	0,010000000	0,010000000
	2	4,55	4,70	4,625		0,001806250		0,005625000	0,005625000
23	1	4,44	4,29	4,365	4,5375	0,029756250	0,008574760	0,005625000	0,005625000
	2	4,72	4,70	4,710		0,029756250		0,000100000	0,000100000
24	1	4,43	4,40	4,415	4,49	0,005625000	0,002034010	0,000225000	0,000225000
	2	4,53	4,60	4,565		0,005625000		0,001225000	0,001225000
25	1	4,51	4,32	4,415	4,5075	0,008556250	0,003918760	0,009025000	0,009025000
	2	4,61	4,59	4,600		0,008556250		0,000100000	0,000100000

Заключение

В ходе выполненного исследования проведен анализ алгоритмов оценки стандартной неопределенности от неоднородности в соответствии с межгосударственным ГОСТ 8.531-2002 и международным стандартом ISO Guide 35:2017. На основе данных стандартов разработаны новые алгоритмы оценки однородности дисперсных и монолитных материалов. Разработанные алгоритмы базируются на методе дисперсионного анализа, который заложен в международном стандарте ISO Guide 35:2017 и межгосударственном стандарте ГОСТ 8.531-2002. Основное отличие разработанных алгоритмов от ISO Guide 35:2017 – это проработка конкретных алгоритмов, пригодных для расчета и автоматизации, основное отличие от ГОСТ 8.531-2002 – это актуализация расчета стандартной неопределенности от неоднородности, когда она сравнима со стандартной неопределенностью измерений типа А, наличием пропусков данных и рассмотрение общих случаев при отборе

произвольного количества экземпляров СО и произвольного количества повторных измерений в каждом экземпляре СО.

Разработанные алгоритмы опробованы на различных реальных примерах, в том числе на модельных данных, доказана их применимость.

Результаты исследований показали, что для оценки неопределенности от неоднородности более эффективно использовать подход, изложенный в ISO Guide 35:2017, который модернизирован и учитывает массу наименьшей представительной пробы. Отдельно следует отметить, что алгоритм применим как для исследования показателей состава, так и свойств твердых и жидких веществ и материалов.

Таким образом, для гармонизации межгосударственного стандарта ГОСТ 8.531-2002 и международного ISO Guide 35:2017, а также для повышения доверия к результатам определения метрологических характеристик стандартных образцов в России на международном

уровне модернизированные алгоритмы будут использованы при пересмотре ГОСТ 8.531-2002.

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 sector.

Вклад соавторов: Собина Е. П. – разработка замысла и концепции исследования, методическая поддержка, общее руководство работами, анализ результатов; Аронов П. М. – разработка и анализ математических алгоритмов, проведение математических исследований, описание алгоритмов, работа над текстом; Мигаль П. В. – методическая поддержка, общее руководство работами, анализ результатов; Кремлева О. Н., Студенок В. В. – редактирование статьи, предоставление 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: Sobina E. P. – development of the idea and concept of the research, methodological support, general management of the work, analysis of the results; Aronov P. M. – development and analysis of mathematical algorithms, mathematical research, description of algorithms, work on the text; Migal P. V. – methodological support, general management of the work, analysis of results; Kremleva O. N., Studenok V. V. – 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.). Материал статьи допущен к публикации после доработки материалов тезисов доклада, оформления статьи и проведения процедуры рецензирования.

Переводная версия статьи на английском языке планируется к публикации в книге Medvedevskikh S., Sobina E., Kremleva O., Okrepilov M. (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 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). The material of the article is allowed for publication after the completion of the proceedings of the theses of the reports, the design of the article and the review procedure.

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. Разработка методик оценки неоднородности при создании стандартных образцов химического состава и свойств наноматериалов / В. В. Казанцев [и др.] // Стандартные образцы. 2011. № 1. С. 29–43.
2. Разработка методик оценки неоднородности при создании стандартных образцов химического состава и свойств наноматериалов / В. В. Казанцев [и др.] // Стандартные образцы. 2011. № 2. С. 37–48.
3. Разработка методик оценки неоднородности при создании стандартных образцов химического состава и свойств наноматериалов / В. В. Казанцев [и др.] // Стандартные образцы. 2011. № 3. С. 61–69.
4. Ступакова Е. В. Определение погрешностей стандартных образцов состава золотосодержащих руд // Известия высших учебных заведений. Горный журнал. 2019. № 6. С. 81–89. <https://doi.org/10.21440/0536-1028-2019-6-81-89>
5. Прохорова И. А. Прикладные аспекты создания отраслевого стандартного образца состава (агрохимических показателей) чернозема типичного // Почвоведение и агрохимия. 2017. № 2 (59). С. 66–76.
6. Применение МАЭС для исследования вещества стандартных образцов состава природных и техногенных сред / И. Е. Васильева [и др.] // Заводская лаборатория. Диагностика материалов. 2015. Т. 81, № 1–2. С. 22–29.

7. Homogeneity and stability of reference materials / T. P. J. Linsinger [et al.] // *Accreditation and Quality Assurance*. 2001. № 6. P. 20–25. <https://doi.org/10.1007/s007690000261>
8. Ellison S. L. R., Botha A. Principles for the assessment of homogeneity and stability in the new ISO Guide 35:2017 // *Accreditation and Quality Assurance*. 2018. Vol. 23. P. 47–51. <https://doi.org/10.1007/s00769-017-1293-5>

REFERENCES

1. Kazantsev V. V., Medvedevskikh S. V., Nalobin D. P., Osintseva E. V., Terentiev G. I. Development of inhomogeneity evaluation procedures in the production of certified reference materials of chemical composition and properties of nanomaterials. *Reference Materials*. 2011;(1):29–43.
2. Kazantsev V. V., Medvedevskikh S. V., Nalobin D. P., Osintseva E. V., Terentiev G. I. Development of procedures for evaluation of inhomogeneity in the production of certified reference materials for composition and properties of nanomaterials. *Reference Materials*. 2011;(2):37–48.
3. Kazantsev V. V., Medvedevskikh S. V., Nalobin D. P., Terentiev G. I. Development of procedures for evaluation of inhomogeneity in the production of certified reference materials for chemical composition and properties of nanomaterials. *Reference Materials*. 2011;(3):61–69.
4. Stupakova E. V. Measuring errors in the compositional reference materials of gold ore. *Minerals and Mining Engineering*. 2019;(6):81–89. <https://doi.org/10.21440/0536-1028-2019-6-81-89> (In Russ.).
5. Prokhorova I. A. Applied aspects of creation of a branch reference material of structure (agrochemical indicators) chernozem typical. *Soil Science and Agrochemistry*. 2017;(2):66–76. (In Russ.).
6. Vasil'Eva I. E., Shabanova E. V., Zabanov Yu. A., Bus'Ko A. E. The use of MAES in the study of reference standard materials of natural and man-made composition. *Industrial laboratory. Diagnostics of materials*. 2015;81(1):22–29. (In Russ.).
7. Linsinger T. P. J., Pauwels J., van der Veen A. M.H., Schimmel H., Lamberty A. Homogeneity and stability of reference materials. *Accreditation and Quality Assurance*. 2001;(6):20–25. <https://doi.org/10.1007/s007690000261>
8. Ellison S. L. R., Botha A. Principles for the assessment of homogeneity and stability in the new ISO Guide 35:2017. *Accreditation and Quality Assurance*. 2018;23:47–51. <https://doi.org/10.1007/s00769-017-1293-5>

БИБЛИОГРАФИЧЕСКИЙ СПИСОК

ISO Guide 35:2017 Reference materials – Guidance for characterization and assessment of homogeneity and stability // ISO. URL. <https://www.iso.org/standard/60281.html>

ГОСТ 8.531-2002 ГСИ. Стандартные образцы состава монолитных и дисперсных материалов. Способы оценивания однородности = State system for ensuring the uniformity of measurements. Reference materials of composition of solid and disperse materials. Ways of homogeneity assessment. М.: Стандартинформ, 2008. 14 с.

ИНФОРМАЦИЯ ОБ АВТОРАХ

Собина Егор Павлович – д-р техн. наук, директор, УНИИМ – филиал ФГУП «ВНИИМ им. Д. И. Менделеева», заведующий лабораторией метрологического обеспечения нанотехнологий, 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>

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

INFORMATION ABOUT THE AUTHORS

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>

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

Мигаль Павел Вячеславович – канд. техн. наук, заместитель директора филиала по науке, УНИИМ – филиал 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>

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: lab241@uniim.ru
<https://orcid.org/0000-0003-3084-1612>

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>

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, Saint Petersburg.

19 Moskovsky ave., St. Petersburg, 190005, Russia
e-mail: msv@uniim.ru
<https://orcid.org/0000.0003.3084.1612>

