O‘z DSt 8.055:2014

ГОСУДАРСТВЕННЫЙ СТАНДАРТ РЕСПУБЛИКИ УЗБЕКИСТАН

ОЦЕНКА НЕОПРЕДЕЛЕННОСТИ РЕЗУЛЬТАТОВ ИЗМЕРЕНИЙ МЕТОДИК ВЫПОЛНЕНИЯ ИЗМЕРЕНИЙ

Издание официальное

Узбекское агентство
стандартизации, метрологии и сертификации

Ташкент

O‘z DSt 8.____:201___

Предисловие

1 РАЗРАБОТАН И ВНЕСЕН Научно-исследовательским институтом стандартизации, метрологии и сертификации (НИИСМС)

2 УТВЕРЖДЕН постановлением Узбекского агентства стандартизации, метрологии и сертификации (Агентство «Узстандарт») от 16.01.2017 № 05-812

3 ВВЕДЕНЫ ВЗАМЕН O‘z T 51- 173:2012

Информация о введении в действие (прекращении действия) настоящего стандарта и изменений к ним на территории Узбекистана публикуются в указателе, издаваемом Агентством «Узстандарт». В случае пересмотра или отмены настоящего стандарта соответствующая информация будет опубликована в информационном указателе, издаваемом Агентством «Узстандарт»

O‘ZSTANDART AGENTLIGI
STANDARTLASHTIRISH, DAVLAT
NAZORATINI MUVOFIQLASHTIRISH VA
AXBOROT TEXNOLOGIYALARINI
LOKIY ETILISH DEPARTAMENTI

Исключительное право официального опубликования настоящего стандарта на территории Узбекистана принадлежит Агентству «Узстандарт»

Содержание

1 Область применения 1
2 Нормативные ссылки 1
3 Определения и обозначения 2
4 Понятия и принципы расчета неопределенности согласно РМГ-43..... 3
5 Методы оценки неопределенности результатов измерений МВИ..... 6
6 Оценивание неопределенности измерений МВИ 8
7 Расчет неопределенности измерений МВИ по характеристикам погрешности 13
8 Анализ методов оценки точности измерений с применением РМГ 43, РМГ 61, Р Уз 51-039 и ГОСТ 8.207..... 16
9 Оценка неопределенности МВИ с использованием компьютерных программ ... 16
10 Расчет пределов повторяемости и воспроизводимости МВИ по результатам проведения расчета неопределенности измерений..... 17
Приложение А (справочное) Таблица распределения Стьюдента и таблица производных часто встречающихся функций 18
Приложение В (справочное) Примеры оценки неопределенности 19
Приложение С (справочное) Примеры расчета метрологических характеристик и неопределенности МВИ (сравнительный анализ..... 30
Библиография..... 44

O'ZSTANDART AGENTLIGI
STANDARTLASHTIRISH, DAVLAT
NAZORATINI MUVOFIQLASHTIRISH VA
AXBOROT TEXNOLOGIYALARINI
[illegible] ETILISH BOSHQARMASI

Введение

В настоящем стандарте рассматривается универсальный метод для выражения и оценивания неопределенности измерений применительно к методикам выполнения измерений, характеристики точности которых определяют в процессе или после их применения, в том числе к методикам количественного химического анализа и приводятся схемы перехода от характеристик погрешности к неопределенности измерений.

В стандарте приводятся основные принципы и общий подход оценивания неопределенности измерений, основанный на понятиях и терминах, применяемых в основополагающих нормативных документах в области метрологии, используемых в национальной системе обеспечения единства измерений. Для большей наглядности применения данного метода приводятся примеры расчета неопределенности измерений показателей, определяемых по методикам выполнения измерений.

O‘ZSTANDART AGENTLIGI
STANDARTLASHTIRISH, DAVLAT
NAZORATINI MUVOFIQLASHTIRISH VA
AXBOROT TEXNOLOGIYALARINI
JORIY ETISH BOSHQARMASI

O‘z DSt 8.055:2014

ГОСУДАРСТВЕННЫЙ СТАНДАРТ РЕСПУБЛИКИ УЗБЕКИСТАН

Ўзбекистон Республикасининг ўлчашлар бирлилигини таъминлаш давлат тизими

ЎЛЧАШЛАРНИ БАЖАРИШ УСУЛИЯТИНИ ЎЛЧАШ НАТИЖАЛАРИНИГ НОАНИҚЛИГИНИ БАҲОЛАШ

Государственная система обеспечения единства измерений Республики Узбекистан

ОЦЕНКА НЕОПРЕДЕЛЕННОСТИ РЕЗУЛЬТАТОВ ИЗМЕРЕНИЙ МЕТОДИК ВЫПОЛНЕНИЯ ИЗМЕРЕНИЙ

Дата введения 23.01.2014

1 Область применения

Настоящий стандарт распространяются на методики выполнения измерений (МВИ), характеристики точности которых определяют в процессе или после их применения, в том числе на методики выполнения измерений состава и свойств веществ и материалов, на методики испытаний продукции (МИП), в состав которых входят МВИ, и определяют методы оценивания неопределенности измерений при их разработке и аттестации. Кроме того, стандарт может применяться для оценки неопределенности измерений действующих МВИ (МИП), показатели точности которых, не определены.

2 Нормативные ссылки

В настоящем стандарте использованы ссылки на следующие нормативные документы:

ГОСТ 8.207-76 Государственная система обеспечения единства измерений. Прямые измерения с многократными наблюдениями. Методы обработки результатов наблюдений. Основные положения

ГОСТ 310.4-81 Цементы. Методы определения предела прочности при изгибе и сжатии

ГОСТ 5382-91 Цементы и материалы цементного производства. Методы химического анализа

ГОСТ 10180-90 Бетоны. Методы определения прочности по контрольным образцам

ГОСТ 27384-2002 Вода. Нормы погрешности измерений показателей состава и свойств

РМГ 43-2001 Государственная система обеспечения единства измерений. Применение «Руководства по выражению неопределенности измерений»

РМГ 61-2010 Государственная система обеспечения единства измерений. Показатели точности, правильности, прецизионности методик количественного химического анализа. Методы оценки

Примечание – При пользовании настоящим стандартом целесообразно проверить действие ссылочных стандартов на территории Республики Узбекистана по соответствующему указателю стандартов, составленному по состоянию на 1 января текущего года, и по соответствующим информационным указателям, опубликованным в текущем году. Если ссылочный материал заменен (изменен), то при пользовании настоящим стандартом следует руководствоваться замененным (измененным) стандартом. Если ссылочный документ отменен без замены, то положение, в котором дана ссылка на него применяется в части, не затрагивающей эту ссылку.

Издание официальное

O'ZSTANDART AGENTLIGI
8743 son bilan
«16» 01 2014 yilda
Davlat ro'yxatiga olindi

Определения и обозначения

В настоящем стандарте применены следующие определения и соответствующие обозначения.

Определения и обозначения в соответствии с РМГ 43

неопределенность (измерений): Параметр, связанный с результатом измерений и характеризующий рассеяние значений, которые могли бы быть обоснованно приписаны измеряемой величине;

стандартная неопределенность (u): Неопределенность результата измерений, выраженная в виде среднего квадратического отклонения (СКО);

суммарная стандартная неопределенность (u_c): Стандартная неопределенность результата измерений, полученного через значения других величин, равная положительному квадратному корню суммы членов, причем члены являются дисперсиями или ковариациями этих других величин, взвешенными в соответствии с тем, как результат измерений изменяется при изменении этих величин;

расширенная неопределенность (U): Величина, определяющая интервал вокруг результата измерений, в пределах которого, как можно ожидать, находится большая часть распределения значений, которые с достаточным основанием могли бы быть приписаны измеряемой величине.

x_i – оценка i-й входной величины;

x_{il} – l-й результат измерения i-й входной величины;

$\overline{x_i}$ – среднее арифметическое значение i-й входной величины;

y – оценка измеряемой величины;

u – стандартная неопределенность;

u_A – стандартная неопределенность, оцененная по типу A;

u_B – стандартная неопределенность, оцененная по типу B;

$u(x_i)$ – стандартная неопределенность, оценки i-й входной величины;

u_i – стандартная неопределенность единичного измерения i-й входной величины;

$r(x_i,x_j)$ – коэффициент корреляции оценок i-й и j-й входных величин;

u_c – суммарная стандартная неопределенность;

k – коэффициент охвата;

$t_p(\nu)$ – квантиль распределения Стьюдента для доверительной вероятности (уровня доверия) p и числа степеней свободы ν;

ν_i – число степеней свободы при вычислении неопределенности оценки i-й входной величины;

ν_{eff} – эффективное число степеней свободы, принятая в Руководстве;

V_{eff} – оценка эффективности числа степеней свободы

U – расширенная неопределенность;

U_p – расширенная неопределенность для уровня доверия p;

S – СКО случайной погрешности результата измерений;

$S(x_i)$ – СКО единичного измерения при многократных измерениях i-й входной величины;

$S(\overline{x_i})$ – СКО среднего арифметического значения при многократных измерений i-й

O‘ZSTANDART AGENTLIGI
STANDARTLASHTIRISH, DAVLAT
NAZORATINI MUVOFIQLASHTIRISH VA
AXBOROT TEXNOLOGIYALARINI
JORIY ETISH BOSHQARMASI

входной величины;

S_Σ – СКО суммы случайных и не исключенных систематических погрешностей;

K – коэффициент при суммировании систематической и случайной составляющих суммарной погрешности, принятой в НД ГСИ по метрологии;

$f_{эф}$ – оценка эффективного числа степеней свободы, принятая в НД ГСИ по метрологии;

Δ_p – доверительные границы суммарной погрешности результата измерений для доверительной вероятности p;

z_p – квантиль нормального распределения для доверительной вероятности p;

θ_i – границы i-й составляющей неисключенной систематической погрешности;

$\theta(p)$ – доверительные границы систематической погрешности измерений для доверительной вероятности p;

b_{i-} – нижняя граница отклонения измеряемой величины от результата измерений;

b_{i+} – верхняя граница отклонения измеряемой величины от результата измерений;

b_i – симметричные границы отклонения измеряемой величины от результата измерений.

[РМГ 43-2001, 3]

4 Понятия и принципы оценки неопределенности согласно РМГ 43

4.1 Основным количественным выражением неопределенности измерений является стандартная неопределенность u.

4.2 Основным количественным выражением неопределенности измерений, при котором результат определяют через значения других величин, является суммарная стандартная неопределенность u_c.

4.3 В тех случаях, когда это необходимо, вычисляют расширенную неопределенность U по (1):

$$U = k \cdot u_c, \qquad (1)$$

где k – коэффициент охвата (числовой коэффициент, используемый как множитель при суммарной стандартной неопределенности для получения расширенной неопределенности).

4.4 В Руководстве измеряемую величину Y определяют как

$$Y = f(X_1, \ldots, X_m), \qquad (2)$$

где: $X_1, \ldots, X_m$ – входные величины (непосредственно измеряемые или другие величины, влияющие на результат измерения);

m – число этих величин;

f – вид функциональной зависимости.

4.5 Оценку измеряемой величины y вычисляют как функцию оценок входных величин $x_1, \ldots, x_m$ после внесения поправок на все известные источники неопределенности, имеющие систематический характер.

$$y = f(x_1, \ldots, x_m). \qquad (3)$$

4.6 Затем вычисляют стандартные неопределенности входных величин $u(x_i)(i=1,\ldots,m)$ и возможные коэффициенты корреляции $r(x_i,x_j)$ оценок i-й и j-й входных величин $(j=1,\ldots,m)$.

O‘ZSTANDART AGENTLIGI
STANDARTLASHTIRISH, DAVLAT
NAZORATINI MUVOFIQLASHTIRISH
AXBOROT TEXNOLOGIYALARINI

4.7 Различают два типа вычисления стандартной неопределенности:- вычисление по типу А – путем статистического анализа результатов многократных измерений;

- вычисление по типу В - с использованием других способов.

4.8 Вычисление стандартной неопределенности *u*

4.8.1 Вычисление стандартной неопределенности по типу А – u_A

4.8.1.1 Исходными данными для вычисления u_A являются результаты многократных измерений: $x_{i1},\ldots,x_{ini}$ (где i=1,…,m; n_i – число измерений i-й входной величины).

где: $X_1,\ldots, X_m$ – входные величины (непосредственно измеряемые или другие величины, влияющие на результат измерения);

4.8.1.2 Стандартную неопределенность единичного измерения i-й входной величины $u_{A,i}$ вычисляют по формуле:

$$u_{A,i} = \sqrt{\frac{1}{n_i - 1}\sum_{q=1}^{n_i}(x_{iq} - \overline{x_i})^2}, \qquad (4)$$

где $\overline{x_i} = \frac{1}{n_i}\sum_{q=1}^{n_i} x_{iq}$ - среднее арифметическое значение результатов измерений i-й входной величины.

4.8.1.3 Стандартную неопределенность $u_A(x_i)$ измерений i-й входной величины, при которых результат определяют как среднее арифметическое значение, вычисляют по формуле:

$$u_A(x_i) = \sqrt{\frac{1}{n_i(n_i - 1)}\sum_{q=1}^{n_i}(x_{iq} - \overline{x_i})^2}. \qquad (5)$$

4. 8.2 Вычисление стандартной неопределенности по типу В – u_B

4.8.2.1 В качестве исходных данных для вычисления u_B используют:

- данные предшествовавших измерений величин, входящих в уравнение измерения;
- сведения о виде распределения вероятностей;
- данные, основанные на опыте исследователя или общих знаниях о поведении и свойствах соответствующих приборов и материалов;
- неопределенности констант и справочных данных;
- данные поверки, калибровки, сведения изготовителя о приборе и т.п.

4.8.2.2 Неопределенности этих данных обычно представляют в виде границ отклонений значения величины от ее оценки. Наиболее распространенный способ формализации неполного знания о значении величины заключается в постулировании равномерного закона распределения возможных значений этой величины в указанных (нижней и верхней) границах [(b_{i-}, b_{i+}) для i-й входной величины]. При этом стандартную неопределенность, вычисляемую по типу В - $u_B(x_i)$, определяют по формуле:

$$u_B(x_i) = \frac{b_{i+} - b_{i-}}{2\sqrt{3}}, \qquad (6)$$

а для симметричных границ ($\pm b_i$) – по формуле:

$$u_B(x_i) = \frac{b_i}{\sqrt{3}}. \qquad (7)$$

O‘ZSTANDART AGENTLIGI
STANDARTLASHTIRISH, DAVLAT
NAZORATINI MUVOFIQLASHTIRISH VA
AXBOROT TEXNOLOGIYALARINI

4.8.2.3 В случае других законов распределения формулы для вычисления неопределенности по типу В будут иными.

4.8.2.4 Для вычисления коэффициента корреляции $r(x_i, x_j)$ используют согласованные пары измерений (x_{il}, x_{jl}), (где l=1, ..., n_{ij} ; n_{ij} – число согласованных пар результатов измерений)

$$r(x_i, x_j) = \frac{\sum_{l=1}^{n_{ij}} (x_{il} - \overline{x_i})(x_{jl} - \overline{x_j})}{\sqrt{\sum_{l=1}^{n_{ij}} (x_{il} - \overline{x_i})^2 \sum_{l=1}^{n_{ij}} (x_{jl} - \overline{x_j})^2}}. \quad (8)$$

4.9 Вычисление суммарной стандартной неопределенности u_c

4.9.1 В случае некоррелированных оценок $x_1,\ldots,x_m$, суммарную стандартную неопределенность $u_c(y)$ вычисляют по формуле:

$$u_c(y) = \sqrt{\sum_{i=1}^{m} \left(\frac{\partial f}{\partial x_i}\right)^2 \cdot u^2(x_i)}. \quad (9)$$

4.9.2 В случае коррелированных оценок $x_1,\ldots,x_m$, суммарную стандартную неопределенность $u_c(y)$ вычисляют по формуле:

$$u_c(y) = \sqrt{\sum_{i=1}^{m} \left(\frac{\partial f}{\partial x_i}\right)^2 \cdot u^2(x_i) + \sum_{i=1}^{m} \sum_{j=1}^{m} \frac{\partial f}{\partial x_i} \cdot \frac{\partial f}{\partial x_j} \cdot r(x_i, x_j) \cdot u(x_i) \cdot u(x_j)}, \quad (10)$$

где: $r(x_i, x_j)$ – коэффициент корреляции;

$u(x_i)$ – стандартная неопределенность i-й входной величины, вычисленная по типу А или В.

4.10 Выбор коэффициента охвата k при вычислении расширенной неопределенности

4.10.1 В общем случае коэффициент охвата k выбирают в соответствии с формулой:

$$k = t_p(\nu_{eff}), \quad (11)$$

где $t_p(\nu_{eff})$ – квантиль распределения Стьюдента с эффективным числом степеней свободы ν_{eff} и доверительной вероятностью (уровнем доверия) p. Значения коэффициента $t_p(\nu_{eff})$ приведены в приложении Г.

4.10.2 Эффективное число степеней свободы определяют по формуле:

$$\nu_{eff} = \frac{u^4(x_i)}{\sum_{i=1}^{m} \frac{u^4(x_i)}{\nu_i} \cdot \left(\frac{\partial f}{\partial x_i}\right)^4}, \quad (12)$$

где: ν_i - число степеней свободы при определении оценки i-й входной величины, при этом:

$\nu_i = n_i - 1$ - для вычисления неопределенностей по типу А;

$\nu_i = \infty$ - для вычисления неопределенностей по типу В.

4.10.3 Практически (во многих случаях) при вычислении неопределенностей измерений делают предположения о нормальности закона распределения возможных

O‘ZSTANDART AGENTLIGI
STANDARTLASHTIRISH, DAVLAT
NAZORATINI MUVOFIQLASHTIRISH VA
AXBOROT TEXNOLOGIYALARINI

значений измеряемой величины и полагают:

$k = 2$ при $p \approx 0,95$ и $k = 3$ при $p \approx 0,99$.

При предположении о равномерности закона распределения полагают:

$k = 1,65$ при $p \approx 0,95$ и $k = 1,71$ при $p \approx 0,99$.

4.11 Руководство рекомендует приводить достаточное количество информации по результатам измерений, для возможности проанализировать или проверить весь процесс получения результата измерений и вычисления неопределенностей измерений, а именно:

- алгоритм получения результата измерений;
- алгоритм расчета всех поправок и их неопределенностей;
- неопределенности всех используемых данных и способы их получения;
- алгоритмы вычисления суммарной и расширенной неопределенностей (включая значение коэффициента k).

[РМГ 43-2001, 4]

5 Методы оценки неопределенности результатов измерений МВИ

5.1 Первый способ расчета неопределенности

Измеряемая величина Y определяется по формуле:

$$Y = f(X_1, \ldots, X_m). \qquad (1)$$

При проведении экспериментальных исследований и оценивания неопределенности по типу А можно рассмотреть каждую величину X_i, для которой были получены n_i независимых наблюдений в одинаковых условиях измерения.

Оценкой величины X_i будет среднее арифметическое значение $\overline{x_i}$ из n_i наблюдений x_i ($q=1,2,\ldots, n_i$)

$$\overline{x_i} = \frac{1}{n_i} \sum_{q=1}^{n_i} x_i . \qquad (2)$$

Стандартная неопределенность, связанная с оценкой величины x_i является экспериментальным стандартным отклонением и равна положительному квадратному корню из экспериментальной дисперсии (РМГ 43, формула 4).

$$u_{A,i} = S(x_i) = \sqrt{\frac{1}{(n_i - 1)} \cdot \sum_{q=1}^{n_i} (x_i - \overline{x_i})^2} . \qquad (3)$$

Следовательно, для переменных величин $X_1, \ldots, X_m$ получим стандартные неопределенности:

$$u_{A1} = S(x_1) = \sqrt{\frac{1}{(n_i - 1)} \cdot \sum_{q=1}^{n_i} (x_i - \overline{x_i})^2}$$

$$u_{Am} = S(x_m) = \sqrt{\frac{1}{(n_m - 1)} \cdot \sum_{q=1}^{n_m} (x_m - \overline{x_m})^2} .$$

O‘ZSTANDART AGENTLIGI
STANDARTLASHTIRISH, DAVLAT
NAZORATINI MUVOFIQLASHTIRISH VA
AXBOROT TEXNOLOGIYALARINI

Соответствующие коэффициенты влияния получим проводя дифференцирование функции Y в частных производных по переменным $x_1,\ldots, x_m$, следовательно получим:

$$\frac{\partial f}{\partial x_1};\qquad \frac{\partial f}{\partial x_2};\qquad \ldots;\qquad \frac{\partial f}{\partial x_m}.$$

Вычисление суммарной стандартной неопределенности проводится по РМГ 43 (формула 9) в случае, некоррелированных оценок величин $x_1,\ldots, x_m$. Если оценки величин $x_1,\ldots, x_m$ коррелированные, вычисление проводят по (10) РМГ 43.

Вывод: При оценке стандартной неопределенности выходной величины Y путем расчета стандартных неопределенностей входных величин $X_1,\ldots, X_m$ необходимо проверить существование корреляционной зависимости между этими величинами, т.е. в данном случае усложняется процесс расчета неопределенности.

5.2 Второй способ расчета неопределенности

Измеряемая величина Y определяется по формуле (1):

При проведении экспериментальных исследований и оценивания неопределенности по типу А можно рассмотреть величину Y, для которой были получены n независимых наблюдений в одинаковых условиях измерениях.

Оценкой величины Y будет среднее арифметическое значение $\overline{y}$ из n наблюдений y_i (i=1,2,…,n)

$$\overline{y} = \frac{1}{n}\cdot\sum_{i=1}^{n} y_i . \qquad (4)$$

Стандартная неопределенность, связанная с оценкой величины Y является экспериментальным стандартным отклонением и равна положительному квадратному корню из экспериментальной дисперсии.

$$u_A(y) = S(y) = \sqrt{\frac{1}{(n-1)}\cdot\sum_{i=1}^{n}(y_i-\overline{y})^2}\,. \qquad (5)$$

Вывод: При расчете стандартной неопределенности выходной величины Y по результатам n независимых наблюдений $y_1,\ldots, y_n$ корреляционная зависимость входных величин $x_1,\ldots, x_m$ не влияет на результат расчета.

5.3 Выводы по выбору метода расчета

Для расчета неопределенности выходной величины Y могут применяться два способа:

- первый способ основан на рассмотрении статистических данных входных величин и использовании их для расчета неопределенности выходной величины;
- второй способ основан на рассмотрении статистических данных выходной величины и использовании её для расчета неопределенности выходной величины (статистические данные выходной величины рассчитывают по статистическим данным входных величин, связанных между собой известной зависимостью).

При использовании первого способа входные величины могут быть взаимозависимыми или связанными между собой. Поэтому необходимо проводить расчет коэффициента корреляции, который может принимать значения от -1 до +1. При коэффициенте корреляции равному нулю входные величины независимы между собой, то есть некоррелированные. При коэффициенте корреляции близком к нулю можно считать, что входные величины также некоррелированные между собой.

O‘ZSTANDART AGENTLIGI
STANDARTLASHTIRISH, DAVLAT
NAZORATINI MUVOFIQLASHTIRISH VA
INNOVATSION TEXNOLOGIYALARNI
RIVOJLANTIRISH BOSHQARMASI

При использовании второго способа корреляционная зависимость входных величин, которая может вносить дополнительный вклад в неопределенность, не отражается на результатах расчета, так как расчет ведется по статистическим данным выходной величины.

В настоящих рекомендациях для исключения дополнительных расчетов, связанных с возможной корреляционной зависимостью входных величин, используется второй способ расчета неопределенности.

6 Оценивание неопределенности измерений МВИ

6.1 Весь процесс оценивания значения некоторой измеряемой величины и ее неопределенности можно представить в виде следующих этапов:

- описание измеряемой величины и составление ее модели (только при разработке МВИ);
- изучение и анализ МВИ;
- оценка стандартной неопределенности по типу А;
- оценка стандартной неопределенности по типу В;
- анализ корреляции (при первом способе расчета неопределенности);
- определение суммарной и расширенной стандартной неопределенности;
- составление отчета о неопределенности.

6.1.1 Описание измеряемой величины и составление ее модели

На практике спецификация или определение измеряемой величины зависит от требуемой точности измерения. Измеряемую величину следует определять с достаточной полнотой по отношению к требуемой точности, чтобы для всех практических целей, связанных с измерением, ее значение было единственным.

Для оценивания неопределенности измеряемой величины необходима ясная и однозначная формулировка того, что именно измеряется, а также представление количественного выражения, связывающего измеряемую величину с параметрами, от которых она зависит, т.е. математическую модель измеряемой величины. Этими параметрами могут быть прямо измеряемая величина X (при прямом измерении), другие измеряемые величины, которые напрямую не измеряются (при косвенных, совокупных или совместных измерениях) или константы.

6.1.2 Изучение и анализ МВИ

Изучение и анализ МВИ проводится с целью оценки влияющих факторов на результат измерения.

К основным влияющим факторам, которые могут вносить вклад в неопределенность измерений, относятся:

- случайные различия между составляющими отобранных проб;
- матричные эффекты и взаимные влияния;
- неполнота извлечения, концентрирования;
- возможные изменения состава пробы вследствие ее хранения;
- погрешности используемых средств измерений, в том числе стандартных образцов (СО) или аттестованных смесей (АС), оборудования, а также чистота используемых реактивов;
- неадекватность математической модели, положенной в основу метода измерения;
- неадекватность образцов для градуировки анализируемых проб;
- неопределенность значения поправки на холостую пробу;
- действия оператора;
- вариации параметров окружающей среды при проведении измерений (температура, влажность, загрязнение воздуха и т.д.);

O‘ZSTANDART AGENTLIGI
STANDARTLASHTIRISH, DAVLAT
NAZORATINI MUVOFIQLASHTIRISH VA
AXBOROT TEXNOLOGIYALARINI

- случайные эффекты;
- процедура отбора и подготовки проб;
- процедура проведения алгоритма операций химических анализов;
- обработка результатов измерений;
- процедура подготовки химических реактивов и растворов для проведения химических анализов.

Кроме основных влияющих факторов, перечисленных выше, могут быть выявлены дополнительные факторы, влияющие на результат измерения и вносящие свой вклад в неопределенность МВИ.

Как известно, общая погрешность измерения включает случайную и систематическую составляющие.

Случайная составляющая общей погрешности возникает из непредсказуемых и стохастических временных и пространственных изменений влияющих величин. Эффекты таких изменений называют случайными эффектами, возникающими при повторных наблюдениях.

Систематическая составляющая общей погрешности возникает в результате известного эффекта влияющей величины на результат измерений. Такие эффекты называют систематическими эффектами.

Стандартная неопределенность по типу А определяется по результатам статистических данных, полученных при проведении экспериментальных работ, и характеризуется случайными эффектами.

Стандартная неопределенность по типу В определяется факторами, которые носят систематический характер и характеризуется систематическими эффектами.

На первом этапе процесса оценивания неопределенности МВИ необходимо провести разделение влияющих факторов по случайным и систематическим эффектам.

6.1.3 Оценка стандартной неопределенности по типу А

После оценки влияющих факторов, которые вносят свой вклад в качестве случайных эффектов, и составления их перечня, необходимо провести оценку неопределенности по типу А (u_A).

Исходными данными для вычисления стандартной неопределенности u_A являются результаты многократных измерений, которые могут быть определены как по результатам специального (активного) эксперимента, так и по данным, накопленным при оперативном контроле точности результатов измерений (пассивного эксперимента).

При экспериментальных исследованиях должны предусматриваться оптимальность к количеству измерений, числу операторов, интервалов между последующими измерениями, использованию разной мерной посуды и аппаратуры, химическим реактивам и т.д. Для установления требований при экспериментальных исследованиях рекомендуется пользоваться Р Уз 51-039 [1], РМГ 43 , РМГ 61 и Р 50.2.038 [2]. (В обоснованных случаях специалист, проводящий разработку МВИ и расчет неопределенности измерений, может устанавливать требования, отличающиеся от требований указанных выше рекомендаций).

Результаты измерений в одном диапазоне (одной точки диапазона) заносят в таблицу 1.

O‘ZSTANDART AGENTLIGI
STANDARTLASHTIRISH, BAYLAT
NAZORATINI MUVOFIQLASHTIRISH VA
AXBOROT TEXNOLOGIYALARINI

Таблица 1

Номер измерения по порядку	Результаты параллельных наблюдений						Среднеарифметическое значение параллельных наблюдений (результат измерений)
	1-ое	2-ое	…	i-ое	…	n-ое	
1	Y_{11}	Y_{12}	…	Y_{1i}	…	Y_{1n}	$\overline{Y}_1$
2	Y_{21}	Y_{22}	…	Y_{2i}	…	Y_{2n}	$\overline{Y}_2$
…	…	…	…	…	…	…	…
J	Y_{j1}	Y_{j2}	…	Y_{ji}	…	Y_{jn}	$\overline{Y}_j$
…	…	…	…	…	…	…	…
m	Y_{n1}	Y_{n2}	…	Y_{ni}	…	Y_n	$\overline{Y}_n$

где: Y_{ji} – результат i-го параллельного наблюдения j-го анализа (j=1,…,n; i=1,…, m);

$\overline{Y}_j$ – среднее арифметическое параллельных наблюдений (результат j-го анализа):

$$\overline{Y}_j = \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^{m} Y_{ji} \,. \qquad (6)$$

Далее, для расчетов составляют таблицу 2. Перед внесением результатов измерений в таблицу 2, необходимо провести математическую обработку результатов экспериментальных исследований (выбраковка “грубых промахов”, проверка гипотезы нормальности распределения результатов измерений, и при необходимости исключение известной составляющей систематической погрешности путем введения поправки в результаты измерений). Математическую обработку результатов измерений можно проводить по РМГ 61 и Р Уз 51- 039.

Таблица 2

Измерения	Y_i^*	$Y_i - \overline{Y}$	$(Y_i - \overline{Y})^2$
1 . . . m	Y_1 Y_n	$Y_i - \overline{Y}$ . . . $Y_n - \overline{Y}$	$(Y_i - \overline{Y})^2$. . . . $(Y_i - \overline{Y})^2$
	$\sum_{i=1}^{n} Y_i$	$\sum_{i=1}^{n} (Y_i - \overline{Y}) = 0$	$\sum_{i=1}^{n} (Y_i - \overline{Y})^2$
* Под значением Y_i подразумевается $\overline{Y}_j$ среднее арифметическое параллельных наблюдений (или результат j-го анализа)			

где Y_i – результаты измерений (с учетом внесения поправки, в случае известных значений систематических погрешностей);

m – количество измерений.

$\overline{Y} = \frac{1}{m} \cdot \sum_{i=1}^{n} Y_i$ – среднее арифметическое значение результатов измерений

O‘ZSTANDART AGENTLIGI
STANDARTLASHTIRISH, DAVLAT
NAZORATINI MUVOFIQLASHTIRISH VA
MAHSULOT TEXNOLOGIYALARINI
[illegible] KITOBXONLARIMIZ!

$\sum_{i=1}^{n}(Y_i - \bar{Y})^2$ – сумма квадратов отклонений от среднего значения.

Проверка гипотезы подчиненности результатов измерений нормальному распределению проводится при числе результатов измерений 50>m>15 по ГОСТ 8.207. При числе результатов измерений m≤15 принадлежность их к нормальному распределению не проверяют, если заранее известно (априори), что результаты измерений подчиняются нормальному распределению.

При проведении измерений принимается, что результаты измерений подчиняются нормальному закону распределения.

В случае проведения сличительных и межлабораторных испытаний необходимо подтверждать нормальность распределения результатов измерений.

После расчетов и составления таблицы 2 проводят вычисление стандартной неопределенности по типу А.

Стандартная неопределенность единичного измерения (выбранного значения) u_{Ai} вычисляется по формуле:

$$u_A(y) = S(y) = \sqrt{\frac{1}{(n-1)}\sum_{i=1}^{n}(Y_i - \bar{Y})^2}, \quad (7)$$

где $\sum_{i=1}^{n}(Y_i - \bar{Y})^2$ - значение берется из таблицы 2.

6.1.4 Оценка стандартной неопределенности по типу В

После оценки влияющих факторов, которые вносят свой вклад в качестве систематических эффектов, и составления их перечня, необходимо провести оценку неопределенности по типу В.

Вычисление стандартной неопределенности по типу В проводится по формуле:

$$u_B = \sqrt{\sum_{i=1}^{m}\left(\frac{\partial f}{\partial x_i}\right)^2 u_{Bxi}^2 x_i}, \quad (8)$$

где $\frac{\partial f}{\partial x_i}$ - коэффициенты влияния (определяются путем дифференцирования функции в частных производных);

u_{Bxi} – неопределенность по типу В, вносимая в результат измерения за счет i-го влияющего фактора.

Производные часто встречающихся функций приведены в приложении А.

6.1.5 Анализ корреляции

Для расчета неопределенности выходной величины могут применяться два способа [2]:

- первый способ основан на рассмотрении статистических данных входных величин и использования их для расчета неопределенности выходной величины;
- второй способ основан на рассмотрении статистических данных выходной величины и использования их для расчета неопределенности выходной величины.

В настоящих рекомендациях применяется второй способ расчета неопределенности, следовательно, корреляционная зависимость, которая может вносить дополнительный вклад в неопределенность, автоматически учитывается в результатах расчета неопределенности, так

O‘ZSTANDART AGENTLIGI
STANDARTLASHTIRISH, BAYLAT
NAZORATINI MUVOFIQLASHTIRISH
AXBOROT TEXNOLOGIYALARINI

как расчет ведется по статистическим данным выходной величины.

6.1.6 Расчет суммарной и расширенной стандартной неопределенности

Расчет суммарной стандартной неопределенности проводится по формуле:

$$u_c = \sqrt{u_A^2 + u_B^2}, \quad (9)$$

где: u_A – стандартная неопределенность по типу А;

u_B – стандартная неопределенность по типу В.

Расширенная неопределенность определяется по формуле:

$$U_{0.95} = k\, u_c, \quad (10)$$

где: k – коэффициент охвата;

u_c – суммарная стандартная неопределенность.

Коэффициент охвата определяется по формуле:

$$k = t_p(\nu_{eff}), \quad (11)$$

где: $t_p(\nu_{eff})$ – квантиль распределения Стьюдента с эффективным числом степеней свободы ν_{eff} и доверительной вероятностью (уровнем доверия) p.

Значения коэффициента t (ν) для случайной величины, имеющей распределение Стьюдента с ν степенями свободы приведены в приложении А.

Эффективное число степеней свободы определяют по формуле:

$$\nu_{eff} = \frac{u_c^4}{\sum_{i=1}^{m} \frac{[(\partial f / \partial x_i) \cdot u(x_i)]^4}{\nu_i}}, \quad (12)$$

где: ν_i - число степеней свободы при определении оценки результата измерений;

$\nu_i = n_i - 1$ - для вычисления неопределенностей по типу А;

$\nu_i = \infty$ - для вычисления неопределенностей по типу В.

Из (12) получим:

$$\nu_{eff} = (n-1)[1 + u_B^2/u_A^2]^2. \quad (13)$$

Во многих практических случаях при вычислении неопределенностей результатов измерений делают предположения о нормальности закона распределения возможных значений измеряемой величины и полагают:

$k = 2$ при $p \approx 0{,}95$ и $k = 3$ при $p \approx 0{,}99$.

При предположении о равномерности закона распределения полагают:

$k = 1{,}65$ при $p \approx 0{,}95$ и $k = 1{,}71$ при $p \approx 0{,}99$.

В настоящих рекомендациях значение доверительной вероятности необходимо принимать равной $p = 0{,}95$.

O‘ZSTANDART AGENTLIGA
STANDARTLASHTIRISH, DAVLAT
NAZORATINI MUVOFIQLASHTIRISH VA
AXBOROT TEXNOLOGIYALARINI

6.1.7 Составление отчета о неопределенности.

Отчет по расчету неопределенности МВИ должен отражать описание всех этапов оценивания неопределенности с приведением формул и численных расчетов. В целях реализации проведения повторных экспериментов и расчетов в других лабораториях разными специалистами при окончательной оценке рассчитанных значений неопределенностей u_B или u_A рекомендуется полученные значения неопределенностей увеличивать на величину от 10 % до 30 % в зависимости от их вклада в суммарную стандартную неопределенность.

7 Расчет неопределенности измерений МВИ по характеристикам погрешности

Согласно РМГ 43 можно перейти от характеристик погрешности МВИ к характеристикам неопределенности измерений. Для этого используют таблицы и схемы перехода, приведенные в таблице 3.

Таблица 3

НД ГСИ по метрологии	$\frac{\theta(p)}{S} < 8{,}0$	$0{,}8 \le \frac{\theta(p)}{S} \le 8{,}0$	$\frac{\theta(p)}{S} > 8{,}0$
	$\Delta_p = t_p(f_{эф})S$	$\Delta_p = \frac{t_p(f_{эф})S + \theta(p)}{S + \sqrt{\sum_{i=1}^{m}\left(\frac{\partial f}{\partial x_i}\right)^2 \cdot \frac{\theta_i^2}{3}}} \cdot \sqrt{S^2 + \sum_{i=1}^{m}\left(\frac{\partial f}{\partial x_i}\right)^2 \cdot \frac{\theta_i^2}{3}}$	$\Delta_p = \theta(p)$

где $S = \sqrt{\sum_{i=1}^{m}\left(\frac{\partial f}{\partial x_i}\right)^2 S^2(\bar{x}_i)}$; $\theta(p) = k\sqrt{\sum_{i=1}^{m}\left(\frac{\partial f}{\partial x_i}\right)^2 \cdot \theta_i^2}$

здесь: k=1,1 при p=0,95 и k=1,4 при p=0,99 и m>4.

$$f_{эф} = \frac{\left(\sum_{i=1}^{m}\left(\frac{\partial f}{\partial x_i}\right)^2 \cdot S^2(\bar{x}_i)\right)^2 - \frac{2}{m+1} \cdot \sum_{i=1}^{m}\left(\frac{\partial f}{\partial x_i}\right)^4 \cdot S^4(\bar{x}_i)}{\frac{1}{m+1} \cdot \sum_{i=1}^{m}\left(\frac{\partial f}{\partial x_i}\right)^4 \cdot S^4(\bar{x}_i)}$$

O‘ZSTANDART AGENTLIGI
STANDARTLASHTIRISH, DAVLAT
NAZORATINI MUVOFIQLASHTIRISH VA
AXBOROT TEXNOLOGIYALARINI

Руководство

$$U_p = t_p(\nu_{eff}) \sqrt{\sum_{i=1}^{m} \left(\frac{\partial f}{\partial x_i} \right)^2 \cdot u^2(x_i)}$$

где $$\nu_{eff} = \frac{u_c^4}{\sum_{i=1}^{m} \frac{u^4(x_i)}{\nu_i} \cdot \left(\frac{\partial f}{\partial x_i} \right)^4}$$

причем: $\nu_i = n_i - 1$ - для неопределенностей, вычисленных по типу А;

$\nu_i = \infty$ - для неопределенностей, вычисленных по типу В.

Для большинства практических случаев в предположении:

- нормального закона распределения $U_{0,95} = 2\ u_c$, $U_{0,99} = 3\ u_c$;
- равномерного закона распределения $U_{0,95} = 1,65\ u_c$, $U_{0,99} = 1,71\ u_c$.

Схемы сопоставления оценок характеристик погрешностей и неопределенностей результатов измерений приведены ниже.

Схема 1

СКО, характеризующее случайную погрешность	⟷	Стандартная неопределенность, вычисленная по типу А;
СКО, характеризующее неисключенную систематическую погрешность	⟷	Стандартная неопределенность, вычисленная по типу В
СКО, характеризующее суммарную погрешность	⟷	Суммарная стандартная неопределенность
Доверительные границы погрешности	⟷	Расширенная неопределенность

Схема 2

y – результат измерений;
S – СКО случайной погрешности;
θ(p) – доверительные границы не исключенной систематической погрешности результата измерений;
m – число входных величин;
$f_{эф}$ – оценка эффективного числа степеней свободы.
$f_{эф} = n - 1$ при прямых измерениях (где n – число измерений).

⟷

y – результат измерений;
$u_A = S$ – оценка стандартной неопределенности, вычисленной по типу А;
$u_B = \frac{\theta(p)}{k\sqrt{3}}$ - оценка стандартной неопределенности, вычисленной по типу В, при этом:
k = 1,1 при p=0,95 и
k = 1,4 при p=0,99 и m>4;
$u_c = \sqrt{u_A^2 + u_B^2}$ - оценка суммарной стандартной неопределенности;
$\nu_{eff} = f_{эф.}\left[1 + \frac{u_B^2}{u_A^2}\right]^2$ - оценка эффективного числа степеней свободы;
$U_p = t_p(\nu_{eff})\ u_c$ - оценка расширенной неопределенности.

O'ZSTANDART AGENTLIGI
STANDARTLASHTIRISH, DAVLAT
NAZORATINI MUVOFIQLASHTIRISH VA
TARROT TEXNOLOGIYALARINI
ETILAN BOSHQARMASI

Схема 3

y – результат измерений; Δ_p доверительные границы погрешности измерений; p – доверительная вероятность.	⟷	y – результат измерений; $U_p = \Delta_p$ - оценка расширенной неопределенности; $u_c = \frac{\Delta_p}{Z_p}$ - оценка суммарной стандартной неопределенности; Z_p – квантиль нормального распределения.

В соответствии с [3] приведем описание результатов измерений с использованием погрешности и неопределенности в применении к результатам измерений в химии (таблица 4).

Таблица 4

Характеристика	Описание результатов измерений с использованием:	
	Погрешности	Неопределенности
Результат измерения (точечная оценка)	Среднее значение $\overline{X} = \frac{\sum_{i=1}^{m} X_i}{m}$	Среднее значение $\overline{X} = \frac{\sum_{i=1}^{m} X_i}{m}$
Разброс результатов измерений	Стандартное отклонение результатов измерений* $s_r = +\sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{m}(X_i - \overline{X})^2}{m-1}}$	Стандартная неопределенность $u(X) = +\sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{m}(X_i - \overline{X})^2}{m-1}}$
Разброс, характеризующий все виды ошибок вместе	Стандартное отклонение полной (суммарной) погрешности $s_{сумм} = +\sqrt{S^2{}_r + \frac{\Delta^2}{3}}$	Суммарная стандартная неопределенность** $u_c(X) = +\sqrt{u^2(X) + u^2(\delta) + \sum_{j=1}^{J} c^2{}_j u^2(z_j)}$
Интервал, в котором лежит измеряемая величина при единичном измерении	Доверительный интервал $\{\overline{X} \pm k s_{сумм}\}$	Среднее значение ± расширенная неопределенность*** $\{\overline{X} \pm U\} = \{\overline{X} \pm k u_c(X)\}$

*Стандартное отклонение погрешности $s_{(X-\mu)}$ совпадает со стандартным отклонением результатов измерений s_X;

**Величина $u^2(\delta)$, учитывающая неточность аттестации стандартных образцов равна $\Delta^2/3$, где Δ – полуширина интервала, в котором лежит принятое опорное значение. Член $\sum_{j=1}^{J} c^2{}_j u^2(z_j)$, описывающий вклад неопределенности, обусловленной матричными эффектами, в отечественной литературе обычно не рассматривается (полагают, что эти эффекты малы).

***Коэффициент k = u(P), где P – доверительная вероятность, для расширенной неопределенности выбирают равное 2 или 3 (*коэффициент охвата*), что соответствует P = 0.954 и P = 0.97. При расчете доверительных интервалов иногда, хотя и редко, используют и другие значения k.

O‘ZSTANDART AGENTLIGI
STANDARTLASHTIRISH, DAVLAT
NAZORATINI MUVOFIQLASHTIRISH VA
AXBOROT TEXNOLOGIYALARINI

8 Анализ методов оценки точности измерений с применением РМГ 43 , РМГ 61, Р Уз 51-039 и ГОСТ 8.207.

Анализ методов оценки точности измерений согласно РМГ 61, Р Уз 51-039 [2] и ГОСТ 8.207 и неопределенности измерений согласно РМГ 43 позволяет сделать вывод, что формулы по расчету общей погрешности результата измерений аналогичны формуле расчета расширенной неопределенности (таблица 5).

Таблица 5

Данные по ГОСТ 8.207	Данные по РМГ 43	Данные по Р Уз 51-039	Данные по РМГ 61
$\Delta = K \cdot \sqrt{\sum_{i=1}^{m} \frac{\theta_i^2}{3} + S^2(A)}$	$U_{0,95}=k\sqrt{u_A^2+u_B^2}$	$\Delta = \frac{\Delta_c \cdot u_p \cdot \sigma(\overset{o}{\Delta})}{\frac{\overset{o}{\Delta}}{k\sqrt{3}} + \sigma(\overset{o}{\Delta})} \cdot \sqrt{\frac{\Delta_c^2}{3k^2} + \sigma(\overset{o}{\Delta})^2}$	Для метода по пункту 6 $\Delta=1,96\sqrt{\sigma_{Rm}^2+\sigma_{Cm}^2}$ Для метода по пункту 7 $\Delta = \frac{1,96\sigma_R + \Delta_c}{\sigma_R + \frac{\Delta_c}{1,9}} \cdot \sqrt{\frac{\Delta_c^2}{3,6} + \sigma_R^2}$ Для метода по пунктам 8,9,10 $\Delta=1,96\sqrt{\sigma_R^2+\sigma_C^2}$ Для метода по пункту 11 $\Delta=1,96\ \sigma_R$ Для метода по пункту 12 $\Delta= = \frac{1,96\frac{\sigma_r}{\sqrt{n}} + \Delta_c}{\frac{\sigma_r}{\sqrt{n}} + \frac{\Delta_c}{1,9}} \cdot \sqrt{\frac{\Delta_c^2}{3,6} + \frac{\sigma_r^2}{n}}$

Примечания:

1 При использовании различных методов оценки точности измерений для одной и той же МВИ результаты оценки могут несколько отличаться друг от друга.

2 Расчеты точности измерений рекомендуется проводить для доверительной вероятности p = 0,95.

9 Оценка неопределенности МВИ с использованием компьютерных программ

Для расчета неопределенности u_A используют программу, которая проводит: проверку гипотезы, о том, что результаты наблюдений принадлежат нормальному распределению; определение доверительных границ погрешности (неопределенности) результата измерений; определение численного значения неопределенности. Для определения доверительных границ погрешности (неопределенности) результата измерения, доверительную вероятность принимают равной 0,95.

O‘ZSTANDART AGENTLIGI
STANDARTLASHTIRISH, DAVLAT
NAZORATINI MUVOFIQLASHTIRISH VA
AXBOROT TEXNOLOGIYALARINI
[illegible] DOCUMENTARY

Расчет неопределенности u_c и $U_{0,95}$ проводят вручную или с использованием программы.

Для удобства и наглядности результатов расчета при необходимости рекомендуется использовать таблицу 6 .

Таблица 6 - Бюджет неопределенности

Величина X_i Y	Единица величины	Значение оценки величины	Интервал θ_i	Тип неопределенности (В или А)	Распределение вероятностей*	Стандартная неопределенность, u	Коэффициент чувствительности, C_i	Вклад неопределенностей	
								Действительное значение	%
X_1		x_1	θ_1	В		u_{B1}	c_1	$u_{B1} * c_1$	$u_{B1} * c_{1(\%)}$
X_2		x_2	θ_2	В		u_{B2}	c_2	$u_{B2} * c_2$	$u_{B2} * c_{2(\%)}$
…		…	…	…		…	…	…	…
X_m		x_m	θ_m	В		u_{Bm}	c_m	$u_{Bm} * c_m$	$u_{Bm} * c_{m(\%)}$
Y		y	-	А		$u_A(y)$	-	u_A	u_A
* Распределение вероятностей: равновероятное, треугольное, нормальное.									

После составления таблицы 6 проводят расчеты u_B, u_C , v_{eff} , k и $U_{0,95}$. Все расчеты и обоснования к таблице должны быть описаны в тексте отчета по аттестации МВИ или отчета по проведению экспериментальных и теоретических расчетов по разработке МВИ.

10 Расчет пределов повторяемости и воспроизводимости МВИ по результатам расчета неопределенности измерений

Пределы повторяемости (r) и воспроизводимости (R) при известной неопределенности МВИ можно рассчитать по формулам, приведенным в ГОСТ ИСО 5725.

$$r = 2{,}8 \cdot \sigma_r, \qquad (14)$$

где σ_r - стандартное отклонение повторяемости ($\sigma_r = \sqrt{\sigma_r^2}$, где σ_r^2 - внутрилабораторная дисперсия или дисперсия повторяемости).

$$R = 2{,}8\ \sigma_R, \qquad (15)$$

где σ_R - стандартное отклонение воспроизводимости (зависит от суммы дисперсий повторяемости и межлабораторной дисперсии $\sigma_R = \sqrt{\sigma_R^2} = \sqrt{\sigma_r^2 + \sigma_L^2}$, где $\sqrt{\sigma_R^2}$ дисперсия воспроизводимости, σ_r^2 - внутрилабораторная дисперсия или дисперсия повторяемости и σ_L^2 - межлабораторная дисперсия).

Если в пределах одной лаборатории в условиях повторяемости получено n результатов измерений, то используя, пособие [3] и ГОСТ ИСО 5725, можно рассчитать неопределенность u_c по формуле:

$$u_c = \sqrt{\sigma_R^2 - \sigma_r^2(1 - 1/n)}, \qquad (16)$$

O`ZSTANDART AGENTLIGI
STANDARTLASHTIRISH, DAVLAT
NAZORATINI MUVOFIQLASHTIRISH VA
AXBOROT TEXNOLOGIYALARINI

Приложение А

(справочное)

Таблица распределения Стьюдента и таблица производных часто встречающихся функций

Таблица А.1 – Значения коэффициента $t_p(\nu)$ для случайной величины, имеющей распределение Стьюдента с ν степенями свободы

ν - число степеней свободы	$t_p(\nu)$	
	p = 0,95	p = 0,99
3	3,182	5,841
4	2,776	4,604
5	2,571	4,032
6	2,447	3,707
7	2,365	3,499
8	2,306	3,355
9	2,262	3,250
10	2,228	3,169
12	2,179	3,055
14	2,145	2,977
16	2,120	2,921
18	2,101	2,878
20	2,086	2,845
22	2,074	2,819
24	2,064	2,797
26	2,056	2,779
28	2,048	2,763
30	2,042	2,750
∞	1,960	2,576

Таблица А.2 – Производные часто встречающихся функций

Функция	Производная	Функция	Производная	
C(const)	0	sh x	ch x	
x	1	a^x	$a^x \ln x$	
x^n	nx^{n-1}	ln x	$\frac{1}{x}$	
$\frac{1}{x}$	$-\frac{1}{x^2}$	$\log_a x$	$\frac{\log_a e}{x}$	$\frac{1}{x \ln a}$
$\frac{1}{x^n}$	$-\frac{1}{x^{n+1}}$	lg x	$\frac{\lg e}{x}$	$\frac{0{,}4343}{x}$
$\sqrt{x}$	$\frac{1}{2\sqrt{x}}$	sin x	cos x	
$\sqrt[n]{x}$	$\frac{1}{n \cdot \sqrt[n]{x^{n-1}}}$	cos x	- sin x	
e^x	e^x	tg x	$\frac{1}{\cos^2 x}$	$\sec^2 x$

O‘ZSTANDART AGENTLIGI
STANDARTLASHTIRISH, BAYLAT
NAZORATINI MUVOFIQLASHTIRISH M.
AXBOROT TEXNOLOGIYALARINI
... KIRISH BO‘YICHA AGENTLIGI

Приложение В
(справочное)
Примеры расчета неопределенности
В.1 Расчет неопределенности при определении предела прочности при сжатии половинок образцов-балочек из цементного раствора по ГОСТ 310.4

В.1.1 Проведение расчета

В.1.1.1 Исходные данные в соответствии с ГОСТ 310.4:

- известен алгоритм операций;
- известны погрешности применяемых средств измерений и точностные характеристики испытательного оборудования;
- неизвестна погрешность метода.

В.1.1.2 Расчет стандартной неопределенности по типу А

Для расчета стандартной неопределенности по типу А проведем экспериментальные исследования.

Проводят 12 измерений на 12 одинаково подготовленных пробах половинок образцов-балочек (одной пробой считаются шесть половинок образцов-балочек, изготовленных в одной форме). Подбор консистенции цементного раствора, процедуру изготовления образцов-балочек, подготовку образцов-балочек к испытаниям и испытания половинок образцов-балочек на сжатие проводим по ГОСТ 310.4. (Проведение экспериментов по определению предела прочности на сжатие проводим на половинках образцов-балочек, полученных после проведения экспериментальных работ при определении прочности на изгиб.)

Результаты экспериментальных измерений предела прочности при сжатии половинок образцов-балочек из цементного раствора приведены в таблице В.1.1.

Таблица В.1.1

n	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
$\sigma_{сж}$, MPa	43,0	3,4	43,6	43,4	43,4	3,6	42,9	43,2	43,3	43,5	43,1	42,9

В процессе проведения экспериментальных исследований систематические погрешности, которые можно исключить из результатов измерений, не выявлены.

Факторы, влияющие на чистоту эксперимента:

- неточности при изготовлении цементного раствора по заданной консистенции (дозировка компонентов);
- неточности при изготовлении образцов-балочек (процедура заполнения форм балочек цементным раствором, уплотнение на виброплощадке);
- неточности подготовки образцов-балочек к испытаниям (условия хранения образцов-балочек в формах).

К случайным эффектам метода также относятся:

- погрешность, вносимая оператором;
- погрешность, вносимая за счет внешних влияющих факторов (температура, влажность);
- погрешность, вносимая за счет допуска скорости нарастания испытательной нагрузки на образец.

При анализе результатов измерений грубых промахов не выявлено.

O‘ZSTANDART AGENTLIGI
STANDARTLASHTIRISH, DAVLAT
NAZORATINI MUVOFIQLASHTIRISH V.
AXBOROT TEXNOLOGIYALARINI

Согласно ГОСТ 8.207 проведена проверка нормальности распределения результатов измерений. Результаты измерений соответствуют нормальному распределению.

Для оценки неопределенности по типу А (обусловленной случайными эффектами по результатам статистики) составляют таблицу В.1.2.

Таблица В.1.2

n	X_i	$X_i - \overline{X}$	$(X_i - \overline{X})^2$
1	43,0	–0,275	0,075625
2	43,4	0,125	0,015625
3	43,6	0,325	0,105625
4	43,4	0,125	0,015625
5	43,4	0,125	0,015625
6	43,6	0,325	0,105625
7	42,9	–0,375	0,140625
8	43,2	–0,075	0,005625
9	43,3	0,025	0,000625
10	43,5	0,225	0,050625
11	43,1	–0,175	0,030625
12	42,9	–0,375	0,140625
n = 12	$\overline{X} = 43,275$	$\sum_{i=1}^{n}(X_i - \overline{X}) = 0$ (проверка правильности расчета)	$\sum_{i=1}^{n}(X_i - \overline{X})^2 = 0,7$

Вычисляют стандартную неопределенность единичного результата измерений по типу А по формуле

$$u_A = \sqrt{\frac{1}{(n-1)} \cdot \sum_{i=1}^{n}(X_i - \overline{X})^2} = \sqrt{\frac{0,7025}{11}} = 0,25 \text{ MPa} = 2,58 \text{ kgf/cm}^2. \quad \text{(B.1.1)}$$

Вычисляют значение неопределенности по типу А в процентах по формуле

$$u_{A(\%)} = \frac{u_A}{\sigma_{сж.ср}} \cdot 100 = \frac{2,52713}{432,75} \cdot 100 = 0,6 \ \%. \quad \text{(B.1.2)}$$

В.1.1.3 Оценка стандартной неопределенности по типу В

Для вычисления стандартной неопределенности по типу В проводят анализ влияющих факторов с целью выявления неисключенных систематических эффектов.

Предел прочности при сжатии ($\sigma_{сж}$) определяется по формуле:

$$\sigma_{сж} = \frac{F}{S}, \quad \text{(B.1.3)}$$

где: F – сила, разрушающая образец, kgf;

S – рабочая площадь нажимной пластинки, cm^2.

O'ZSTANDART AGENTLIGI
STANDARTLASHTIRISH, DAVLAT
NAZORATINI MUVOFIQLASHTIRISH VA
SYNOBOT TEXNOLOGIYALARINI

В результате анализа операций метода измерения, характеристик средств измерений и нормированных характеристик испытательного оборудования были выявлены следующие факторы, влияющие на общий систематический эффект:

- погрешность Δ_1, вносимая в результат измерения при оценке показателя F (включает погрешность измерения разрушающей нагрузки и погрешность влияния на F допуска на изготовление образцов-балочек по толщине);

- погрешности Δ_2, вносимая в результат измерения при оценке показателя S (включает погрешность измерения за счет допуска смещения нажимных пластин относительно друг друга; погрешность от допусков на изготовление образцов-балочек по ширине; погрешность от допусков на размеры рабочей площади нажимных пластин);

- погрешность Δ_3, вносимая при оценке прочности на сжатие $\sigma_{сж}$ за счет округления результата вычисления.

Погрешность Δ_1 включает две составляющие погрешности:

а) погрешность Δ_{11}, определяемая погрешностью измерительного устройства пресса, создающего нагрузку F. Погрешность измерительного устройства $\Delta_{11} = \pm 2$ % от измеренного значения F ($\Theta = b_{11+} - b_{11-} = 4$ %).

б) погрешность Δ_{12}, влияющая на значение F за счет допуска на изготовление образцов-балочек по толщине. В данном случае разрушающая сила F, воздействующая на образец-балочку увеличенного размера по толщине на величину 0,2 mm от номинального размера. Для оценки погрешности Δ_{12} за счет влияния размера образца-балочки по толщине, можно использовать информацию, приведенную в ГОСТ 10180 (таблица 5). При проведении сравнительного анализа и ориентировочного расчета можно сделать вывод, что при увеличении толщины образца-балочки на 0,2 mm разрушающая сила увеличивается на 0,076 %. Следовательно, получим: $\Delta_{12} = +0{,}076$ % ($\Theta_{12} = b_{12+} - b_{12-} = 0{,}076$ %).

Для вычисления соответствующих стандартных неопределенностей по типу В используем формулы:

$$u_{Bi} = \frac{b_{i+} - b_{i-}}{2\sqrt{3}} = \frac{\Theta_i}{2\sqrt{3}}; \qquad \text{(В.1.4)}$$

$$u_{B11} = \frac{\Theta_{11}}{2\sqrt{3}} = \frac{4}{3{,}464} = 1{,}154734\ \%$$

$$u_{B12} = \frac{\Theta_{12}}{2\sqrt{3}} = \frac{0{,}076}{3{,}464} = 0{,}021940\ \%$$

Вычислим общую неопределенность u_{B1} по формуле:

$$u_{B1(\%)} = \sqrt{u_{B11}^2 + u_{B12}^2} = \sqrt{1?154734^2 + 0?021940^2} = 1{,}154942\ \%.$$

Погрешность Δ_2 включает три составляющие погрешности:

а) Погрешность Δ_{21} определяется допуском смещения нажимных пластин относительно друг друга равного 0,5 mm , и следовательно рабочая площадь нагружения S уменьшается на величину 0,3125 cm^2 . То есть получим $\Delta_{21} = -0{,}3125$ cm^2 .

($\theta_{21} = b_{21+} - b_{21-} = 0{,}3125$ cm^2).

O‘ZSTANDART AGENTLIGI
STANDARTLASHTIRISH, DAVLAT
NAZORATINI MUVOFIQLASHTIRISH VA
AXBOROT TEXNOLOGIYALARINI
JORIY ETISH DEPARTAMENTI

b) Погрешность Δ_{22} определяется допуском по ширине на изготовление образцов-балочек равного минус 0,2 mm. Следовательно для образца-балочки номинальный размер по ширине равный 40 mm уменьшится на 0,2 mm и площадь нагружения S соответственно уменьшися на 0,125 cm^2 . То есть получим $\Delta_{22} = -0{,}125\ cm^2$. ($\theta_{22} = b_{22+} - b_{22-} = 0{,}125\ cm^2$).

c) Погрешность Δ_{23} определяется допусками на размеры рабочей поверхности нажимных пластин, и следовательно влияет на площадь нагружения S. В данном случае площадь нагружения можно выразить формулой:

$$S = a \cdot b$$

где a=4,0 cm и b=6,25cm размеры по ширине и длине рабочей площади пластины соответственно.

Погрешность показателей a и b определяется допуском на размеры равным минус 0,1 mm, то есть $\Delta_a = \Delta_b = -0{,}1mm$. ($\theta_a = \theta_b = b_{+} - b_{-} = 0{,}01$ cm).

Определим соответствующие коэффициенты влияния и неопределенности

$$\frac{\partial S}{\partial a} = b\ ;\ \frac{\partial S}{\partial b} = a\ ;\ u_{Ba} = \frac{\theta_a}{2\sqrt{3}}\ ;\ u_{Bb} = \frac{\theta_b}{2\sqrt{3}}$$

Вычислим соответствующие неопределенности по формуе (B.1.4)

$$u_{B21} = \frac{\theta_{21}}{2\sqrt{3}} = \frac{0{,}3125}{3{,}464} = 0{,}090214\ cm^2$$

$$u_{B22} = \frac{\theta_{22}}{2\sqrt{3}} = \frac{0{,}125}{3{,}464} = 0{,}036085\ cm^2$$

Неопределенность u_{B23} вычислим по формуле:

$$u_{B23} = \sqrt{\left(\frac{\partial S}{\partial a}\right)^2 \cdot u_{Ba}^2 + \left(\frac{\partial S}{\partial b}\right)^2 \cdot u_{Bb}^2} = \sqrt{b^2 \cdot \left(\frac{\theta_a}{2\sqrt{3}}\right)^2 + a^2 \cdot \left(\frac{\theta_b}{2\sqrt{3}}\right)^2} =$$

$$= \sqrt{6{,}25^2 \cdot \left(\frac{0{,}01}{3{,}464}\right)^2 + 4^2 \cdot \left(\frac{0{,}01}{3{,}464}\right)^2} = \sqrt{0{,}00045888108} = 0{,}021422\ cm^2$$

Вычислим общую неопределенность u_{B2} по формуле:

$$u_{B2} = \sqrt{U_{B21}^2 + U_{B22}^2 + U_{B23}^2} = \sqrt{0{,}090214^2 + 0{,}036025^2 + 0{,}021422^2} = 0{,}097163\ cm^2.$$

Погрешность Δ_3 определяется за счет округления результата вычисления при оценке показателя $\sigma_{сж}$ до целого значения, т.е. получим $\Delta_3 = \pm 0{,}5\ kgf/cm^2$
($\theta_3 = b_{3+} - b_{3-} = 1\ kgf/cm^2$).

Вычислим неопределенность u_{B3} по формуле:

$$u_{B3} = \frac{\theta_3}{2\sqrt{3}} = \frac{1}{3{,}464} = 0{,}288684\ kgf/cm^2\ ;$$

Формулу (B.1.3) можно представить в виде следующей математической модели

O`ZSTANDART AGENTLIGI
STANDARTLASHTIRISH, BAYLAR
NAZORATINI MUVOFIQLASHTIRISH V
AXBOROT TEXNOLOGIYALARINI

$$f(F,S) = \frac{F}{S} \qquad \text{(B.1.5)}$$

Определим соответствующие коэффициенты влияния исходя из формулы (B.1.5):

- для u_{B1} получим $\frac{\partial f}{\partial F} = \frac{1}{S}$

- для u_{B2} получим $\frac{\partial f}{\partial S} = -\frac{F}{S^2}$

Относительно неопределенности u_{B3} согласно рекомендации O‘z T 51-147 [3] можно привести следующие разъяснения:

После выявления источников неопределенности их влияние на результат можно, в принципе, представить формальной моделью измерения, в которой каждое влияние связано с некоторым параметром или переменной в уравнении. Такое уравнение образует полную модель измерительного процесса, выраженную в терминах индивидуальных факторов, влияющих на результат. Эта функция может быть очень сложной и ее часто даже невозможно записать в явном виде. Полезным может оказаться рассмотрение методики измерений в виде последовательных отдельных операций (иногда называемых единичными операциями), каждую из которых можно оценить отдельно с получением соответствующей оценки неопределенности. Тогда отдельные неопределенности каждой операции составляют вклады в общую неопределенность.

При рассмотрении операции округления результата измерений формулу (B.1.3) представим в виде следующей математической модели:

$$f(\sigma_{сж}) = \sigma_{сж} \qquad \text{(B.1.6)}$$

Определим соответствующий коэффициент влияния:

- для u_{B3} получим $\frac{\partial f}{\partial \sigma_{сж}} = 1$

Оценка стандартной неопределенности по типу B с учетом всех влияющих факторов проводится по формуле:

$$u_B = \sqrt{\sum_{i=1}^{n}\left(\frac{\partial f}{\partial x_i}\right)^2 \cdot u_{Bi}^2} = \sqrt{\left(\frac{\partial f}{\partial F}\right)^2 \cdot u_{B1}^2 + \left(\frac{\partial f}{\partial S}\right)^2 \cdot u_{B2}^2 + \left(\frac{\partial f}{\partial \sigma_{сж}}\right)^2 \cdot u_{B3}^2} \qquad \text{(B.1.7)}$$

Вычислим неопределенность $u_{B(300)}$ для марки цемента 300.

Исходные данные: $\sigma_{сж} = 300$ kgf/cm^2 ; F = 7500 kgf; S=25 cm^2

$$u_{B1} = \frac{F \cdot U_{B1(\%)}}{100} = \frac{7500 \cdot 1{,}154942}{100} = 86{,}62065 \text{ kgf.}$$

$$u_{B(300)} = \sqrt{\left(\frac{1}{S}\right)^2 \cdot u_{B1}^2 + \left(\frac{F}{S^2}\right)^2 \cdot u_{B2}^2 + (1)^2 \cdot u_{B3}^2} =$$

$$= \sqrt{\left(\frac{1}{25}\right)^2 \cdot 86{,}62065^2 + \left(\frac{7500}{25^2}\right)^2 \cdot 0{,}097163^2 + (1)^2 \cdot 0{,}288684^2} =$$

$$= \sqrt{12{,}005019 + 1{,}359453 + 0{,}083338} = 3{,}667126 = 3{,}67 \text{ kgf/cm}^2$$

O‘ZSTANDART AGENTLIGI
STANDARTLASHTIRISH, DAVLAT
NAZORATINI MUVOFIQLASHTIRISH
AXBOROT TEXNOLOGIYALARINI

Вычисляют значение неопределенности по типу В в процентах:

$$u_{B(300)\%} = \frac{u_{B(300)}}{\sigma_{сж}} \cdot 100 = \frac{3{,}667126}{300} \cdot 100 = 1{,}22385 = 1{,}22\ \%.$$

Вычисляют неопределенность $u_{B(500)}$ для марки цемента 500.

Исходные данные: $\sigma_{сж} = 500$ kgf/cm, F = 12500 kgf, S = 25 cm^2.

$$u_{B1} = \frac{F \cdot u_{B1(\%)}}{100} = 144{,}36775 \text{ kgf};$$

Проведя аналогичные вычисления получим:

$u_{B(500)} = 6{,}099744$ kgf/cm^2 , $u_{B(500)\%} = 1{,}22\ \%$.

Анализируя полученные результаты можно сделать вывод, что значения неопределенности u_B выраженные в процентах имеют постоянное значение и не зависят от марки цемента. Поэтому дальнейшие расчеты неопределенности проводим в процентах.

В.1.1.4 Расчет неопределенностей u_c и $U_{0,95}$

Вычисляют суммарную стандартную неопределенность u_c по формуле:

$$u_C = \sqrt{u_A^2 + u_B^2} \qquad \text{(В.1.8)}$$

Расчет суммарной стандартной неопределенности проводят в процентах:

$$u_{C(\%)} = \sqrt{u_{A(\%)}^2 + u_{B(\%)}^2} = \sqrt{0{,}58397^2 + 1{,}22238^2} = \sqrt{1{,}835234} = 1{,}354708 = 1{,}35\ \%.$$

Эффективное число степеней свободы ν_{eff} рассчитывают по формуле :

$$\nu_{eff} = \frac{u_C^4}{u_A^4}(n-1) = \frac{1{,}354708^4}{0{,}58397^4} \cdot 11 = 319. \qquad \text{(В.1.9)}$$

Коэффициент охвата k определяют по формуле :

$k = t_{0,95}(\nu_{eff}) = 1{,}96$. (используется таблица А.1, приложение А) (В.1.10)

Вычисляют расширенную неопределенность $U_{0.95\ расч(\%)}$ по формуле:

$$U_{0,95\ расч(\%)} = k \cdot u_{C\%} = 1{,}96 \cdot 1{,}354708 = 2{,}655228 = 2{,}66\ \%, \qquad \text{(В.1.11)}$$

где k – коэффициент охвата, равный 1,96 при вероятности p = 0,95.

В целях реализации расчетов при проведении повторных экспериментов в других лабораториях разными специалистами, необходимо увеличить расчетное значение неопределенности u_c на величину коэффициента запаса 1,1÷1,3.

Окончательно получаем:

$U_{0,95} = 1{,}2 \cdot U_{0,95расч(\%)} = 1{,}2 \cdot 2{,}66 = 3{,}2 \approx 3\ \%$.

O‘ZSTANDART AGENTLIGI
STANDARTLASHTIRISH, BAYLA
NAZORATINI MUVOFIQLASHTIRISH
AXBOROT TEXNOLOGIYALARINI

B.2 Оценка неопределенности при определении влаги материала для цементного производства по ГОСТ 5382

B.2.1 Исходные данные в соответствии с ГОСТ 5382:

- известен алгоритм операций;
- известны погрешности применяемых средств измерений;
- неизвестна погрешность метода.

B.2.2 Оценка стандартной неопределенности по типу А.

Для оценки стандартной неопределенности по типу А проводят экспериментальные исследования.

Проводят 15 измерений на 15-ти единичных пробах, взятых из объединенной пробы для известняка. Отбор проб и определения содержания влаги проводят по ГОСТ 5382.

Результаты экспериментальных измерений содержания влаги в известняке приведены в таблице B.2.1.

Таблица B.2.1

n	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
X, %	5,25	5,31	5,29	5,33	5,27	5,32	5,26	5,30	5,34	5,28	5,25	5,30

Окончание таблицы B.2.1

n	13	14	15
X, %	5,34	5,31	5,26

В процессе проведения экспериментальных исследований систематические погрешности, которые можно исключить из результатов измерений, не выявлены. Грубые ошибки и промахи не обнаружены.

Факторы, влияющие на чистоту эксперимента:

- неравномерность распределения влаги по объему объединенной пробы;
- потеря влаги в единичных пробах в процессе проведения эксперимента.

К случайным эффектам метода также относятся:

- погрешность, вносимая оператором;
- погрешность, вносимая за счет внешних влияющих факторов (температура, влажность).

При анализе результатов измерений грубых промахов не выявлено.

Согласно ГОСТ 8.207 проведена проверка нормальности распределения результатов измерений. Результаты наблюдений соответствуют нормальному распределению.

Для расчета неопределенности по типу А (обусловленной случайными эффектами по результатам статистики) составим таблицу B.2.2.

O'ZSTANDART AGENTLIGI
STANDARTLASHTIRISH, DAVLAT
NAZORATINI MUVOFIQLASHTIRISH VA
MAHSULOT TEXNOLOGIYALARINI
...STIRISH BOSHQARMASI

Таблица В.2.2

n	X_i	$(X_i - \overline{X})\cdot 10^{-2}$	$(X_i - \overline{X})^2\cdot 10^{-4}$
1	5.25	-4,40	19,36
2	5.31	1,60	2,56
3	5.29	-0,40	0,16
4	5.33	3,60	12,96
5	5.27	-2,40	5,76
6	5.32	2,60	6,76
7	5.26	-3,40	11,56
8	5.30	0,60	0,36
9	5.34	4,60	21,16
10	5.28	-1,40	1,96
11	5.25	-4,40	19,36
12	5.30	0,60	0,36
13	5.34	4,60	21,16
14	5.31	1,60	2,56
15	5.26	-3,40	11,56
n = 15	$\overline{X}$ = 5,294	$\sum_{i=1}^{n}(X_i - \overline{X}) = 0$ (проверка правильности расчета)	$\sum_{i=1}^{n}(X_i - \overline{X})^2 = 0{,}01376$

Вычисляют стандартную неопределенность по типу А по формуле:

$$u_A = \sqrt{\frac{1}{(n-1)}\sum_{i=1}^{n}(X_i - \overline{X})^2} = \sqrt{\frac{0{,}01376}{14}} = 0{,}031\ \%. \qquad (В.2.1)$$

В.2.3 Оценка стандартной неопределенности по типу В

Массовую долю влаги (X) в процентах вычисляют по формуле:

$$X = \frac{(m_1 - m_2)\cdot 100}{m_0}, \qquad (В.2.2)$$

где m_1 - масса навески с бюксой до сушки, g;

m_2 - масса навески с бюксой после сушки, g;

m_0 - масса навески пробы, g.

Для оценки стандартной неопределенности по типу В проводят анализ влияющих факторов с целью выявления неисключенных систематических эффектов.

В результате анализа операций метода измерений и характеристик средств измерений выявлены следующие факторы, влияющие на общий систематический эффект:

- погрешность Δ_{m0} и Δ_{m1} , вносимые в результат измерения за счет погрешности взвешивания m_0 и m_1 соответственно;

- погрешность Δ_{m2}, вносимая в результат измерения за счет погрешности взвешивания m_2 и условия постоянства массы m_2 высушенного материала;

O‘ZSTANDART AGENTLIGI
STANDARTLASHTIRISH, BAHOLASH
NAZORATINI MUVOFIQLASHTIRISH
AXBOROT TEXNOLOGIYALARINI

- погрешность $\Delta_{окр}$, вносимая в результат измерения за счет округления результата вычисления X.

Погрешности Δ_{m0} и Δ_{m1} определяются погрешностью взвешивания, которая согласно требованиям ГОСТ 5382 составляет не более 0,0002 g.($\Delta_m = \pm 0{,}0002$ g.).

$$\Delta_{m0} = \Delta_{m1} = \Delta_m = \pm 0{,}0002 \text{ g. } (\theta_m = b_{m+} - b_{m-} = 0{,}0004 \text{ g}).$$

Для вычисления составляющих стандартной неопределенности по типу B используем формулу:

$$u_{Bi} = \frac{\theta_i}{2\sqrt{3}} = \frac{b_{i+} - b_{i-}}{2\sqrt{3}} \qquad \text{(B.2.3)}$$

$$u_{Bm0} = u_{Bm1} = u_{Bm} = \frac{b_{m+} - b_{m-}}{2\sqrt{3}} = \frac{0{,}0004}{3{,}464} = 0{,}00011547 \text{ g};$$

Погрешность Δ_{m2} определяется погрешностью взвешивания Δ_m, которая согласно требованиям ГОСТ 5382 составляет не более 0,0002 g, т.е. $\Delta_m = \pm 0{,}0002$ g. ($\theta_m = b_{m+} - b_{m-} = 0{,}0004$ g), и погрешностью условия постоянства массы m_2 высушенного материала , т.е.
$\Delta_{m2суш} = -0{,}0004$ g. ($\theta_{m2суш} = b_{m2суш+} - b_{m2суш-} = 0{,}0004$ g).

Вычислим соответствующие неопределенности по формуле (B.2.3)

$$u_{Bm} = \frac{b_{m+} - b_{m-}}{2\sqrt{3}} = \frac{0{,}0004}{3{,}464} = 0{,}00011547 \text{ g}$$

$$u_{Bm2суш} = \frac{b_{m2суш+} - b_{m2суш-}}{2\sqrt{3}} = \frac{0{,}0004}{3{,}464} = 0{,}00011547 \text{ g}$$

Погрешность Δ_{m2} определяется погрешностью взвешивания Δ_m, которая согласно требованиям ГОСТ 5382 составляет не более 0,0002 g, т.е. $\Delta_m = \pm 0{,}0002$ g. ($\theta_m = b_{m+} - b_{m-} = 0{,}0004$ g), и погрешностью условия постоянства массы m_2 высушенного материала, т.е.

$$\Delta_{m2суш} = -0{,}0004 \text{ g. } (\theta_{m2суш} = b_{m2суш+} - b_{m2суш-} = 0{,}0004 \text{ g}).$$

Вычислим общую неопределенность u_{Bm2} по формуле:

$$u_{Bm2} = \sqrt{u_{Bm}^2 + u_{Bm2суш}^2} = \sqrt{0{,}00011547^2 + 0{,}00011547^2} = 0{,}0001633 \text{ g}$$

Погрешность $\Delta_{окр}$, вносимая в результат измерения за счет результата вычисления X составляет $\Delta_{окр} = \pm 0{,}005\%$ ($\theta_{Bокр} = b_{окр+} - b_{окр-} = 0{,}01\%$).

Вычислим соответствующую неопределенность

$$u_{B(окр)} = \frac{b_{окр+} - b_{окр-}}{2\sqrt{3}} = \frac{0{,}01}{3{,}464} = 0{,}00288684 \%$$

Оценим неопределенность $u_{B1(m0,m1,m2)}$, обусловленную факторами погрешностей взвешивания и сушки. Для этого представим формулу (B.2.2) в виде следующей математической модели:

$$f(m_0, m_1, m_2) = \frac{m_1 - m_2}{m_0} \cdot 100 \qquad \text{(B.2.4)}$$

O‘ZSTANDART AGENTLIGI
STANDARTLASHTIRISH, DAVLAT
NAZORATINI MUVOFIQLASHTIRISH VA
TEXNOLOGIYALARINI

Определяют соответствующие коэффициенты влияния исходя из (В.2.4):

- для u_{Bm0} получим: $\frac{\partial f}{\partial m_0} = - \frac{(m_1 - m_2) \cdot 100}{m_0^2}$;

- для u_{Bm1} получим: $\frac{\partial f}{\partial m_1} = \frac{100}{m_0}$;

- для u_{Bm2} получим: $\frac{\partial f}{\partial m_2} = - \frac{100}{m_0}$;

Неопределенность $u_{B1(m0,m1,m2)}$ определяют по формуле:

$$u_{B1(m0,m1,m2)} = \sqrt{\sum_{i=1}^{n=3} \left(\frac{\partial f}{\partial x_i} \right)^2 \cdot u_{Bi}^2} = \sqrt{\left(\frac{\partial f}{\partial m_0} \right)^2 \cdot u_{Bm0}^2 + \left(\frac{\partial f}{\partial m_1} \right)^2 \cdot u_{Bm1}^2 + \left(\frac{\partial f}{\partial m_2} \right)^2 \cdot u_{Bm2}^2} \qquad (В.2.5)$$

Относительно неопределенности $u_{B2(окр)}$ согласно рекомендации О‘z Т 51-147 [3] можно привести следующие разъяснения:

После выявления источников неопределенности их влияние на результат можно, в принципе, представить формальной моделью измерения, в которой каждое влияние связано с некоторым параметром или переменной в уравнении. Такое уравнение образует полную модель измерительного процесса, выраженную в терминах индивидуальных факторов, влияющих на результат. Эта функция может быть очень сложной и ее часто даже невозможно записать в явном виде. Полезным может оказаться рассмотрение методики измерений в виде последовательных отдельных операций (иногда называемых единичными операциями), каждую из которых можно оценить отдельно с получением соответствующей оценки неопределенности. Тогда отдельные неопределенности каждой операции составляют вклады в общую неопределенность.

При рассмотрении операции округления результата измерений формулу (В.2.2) представим в виде следующей математической модели:

$$f(x) = X \qquad (В.2.6)$$

Определим соответствующий коэффициент влияния:

- для $u_{B2(окр)}$ получим $\frac{\partial f}{\partial x} = 1$

Неопределенность $u_{B2(окр)}$ определяют по формуле:

$$u_{B2(окр)} = \sqrt{\left(\frac{\partial f}{\partial x} \right)^2 \cdot u_{B(окр)}^2}$$

Неопределенность u_B, учитывающую все факторы, влияющие на общий систематический эффект вычисляют по формуле:

$$u_B = \sqrt{u_{B1(m0,m1,m2)}^2 + u_{B2(окр)}^2} =$$

$$= \sqrt{\left(\frac{\partial f}{\partial m_0} \right)^2 \cdot u_{Bm0}^2 + \left(\frac{\partial f}{\partial m_1} \right)^2 \cdot u_{Bm1}^2 + \left(\frac{\partial f}{\partial m_2} \right)^2 \cdot u_{Bm2}^2 + \left(\frac{\partial f}{\partial x} \right)^2 \cdot u_{B(окр)}^2}$$

Влажность известняка согласно требованиям НД должна быть не более 10 %.

O'ZSTANDART AGENTLIGI
STANDARTLASHTIRISH, DAVLAT
NAZORATINI MUVOFIQLASHTIRISHNI
AXBOROT TEXNOLOGIYALARINI

Вычисляют неопределенность u_B для влажности $X_5 = 5$ %.

Исходные данные: $m_0 = 1$ g , $m_1 = 51$ g , $m_2 = 50{,}95$ g (масса бюкса условно $m_т = 50$ g).

$$u_{B(5\%)} = \sqrt{\left(\frac{(m_1 - m_2)\cdot 100}{m_0^2}\right)^2 \cdot u_{Bm0}^2 + \left(\frac{100}{m_0}\right)^2 \cdot u_{Bm1}^2 + \left(\frac{100}{m_0}\right)^2 \cdot u_{Bm2}^2 + 1^2 \cdot u_{B(окр)}^2} =$$

$$= \sqrt{\left(\frac{(51-50{,}95)\cdot 100}{1^2}\right)^2 \cdot 0{,}00011547^2 + \left(\frac{100}{1}\right)^2 \cdot 0{,}00011547^2 + \left(\frac{100}{1}\right)^2 \cdot 0{,}0001633^2 +}$$

$$\overline{+1^2 \cdot 0{,}00288684^2} = 0{,}02021557 = 0{,}020\ \%.$$

Аналогичные вычисления проводят для влажности $X_2 = 2$ % и $X_{10} = 10$ %. На основании вычислений получим: $u_{B(2\%)} = 0{,}02020864 = 0{,}020$ %, $u_{B(10\%)} = 0{,}02024029 = 0{,}020$%.

Выбирают наибольшее значение u_B, т.е. получаем $u_B = 0{,}02024029 = 0{,}020$ %.

В.2.4 Расчет неопределенностей u_c и $U_{0,95}$

Вычисляют суммарную стандартную неопределенность u_c по формуле:

$$u_c = \sqrt{u_A^2 + u_B^2}. \qquad (В.2.7)$$

$$u_c = \sqrt{u_A^2 + u_B^2} = \sqrt{0{,}03135055^2 + 0{,}02607^2} = \sqrt{0{,}001659221} = 0{,}04\ \%.$$

Эффективное число степеней свободы ν_{eff} рассчитывают по формуле:

$$\nu_{eff} = \frac{u_c^4}{u_A^4}\cdot(n-1) = \frac{0{,}040734^4}{0{,}03135055^4}\cdot 14 = 40. \qquad (В.2.8)$$

Коэффициент охвата k определяют по формуле:

$$k = t_{0,95}(\nu_{eff}) = 2{,}0. \quad \text{(используют таблицу А.1 приложения А).} \qquad (В.2.9)$$

Вычисляют расширенную неопределенность $U_{0.95\ расч}$ по формуле:

$$U_{0,95\ расч} = k\cdot u_c = 2{,}0 \cdot 0{,}040734 = 0{,}08\ \%, \qquad (В.2.10)$$

где k – коэффициент охвата, равный 2,0 при вероятности p = 0,95.

В целях реализации проведения повторных экспериментов и расчетов в других лабораториях разными специалистами необходимо увеличить расчетное значение неопределенности u_c на величину от 10 % до 30 %.

Окончательно получим:

$$U_{0,95} = 1{,}2 \cdot U_{0,95расч} = 1{,}2 \cdot 0{,}08 = 0{,}098 \approx 0{,}1\ \%.$$

O‘ZSTANDART AGENTLIGI
STANDARTLASHTIRISH, DAVLAT
NAZORATINI MUVOFIQLASHTIRISH V...
AXBOROT TEXNOLOGIYALARINI
...

Приложение С
(справочное)
Примеры расчета метрологических характеристик и неопределенности МВИ (сравнительный анализ)

С.1 Расчет метрологических характеристик МВИ O’z O’U 0463:2009 “Методика выполнения измерений массовой концентрации ванадия в природных и сточных водах фотоколориметрическим методом” по Р Уз 51-039 [2]

С.1.1 Экспериментальные данные и предварительные расчеты

Проведена аттестация методики выполнения измерений массовой концентрации ванадия в природных и сточных водах фотоколориметрическим методом с 8-оксихинолином в диапазоне измерений от 0,005 mg/dm^3 до 0,01 mg/dm^3. В соответствии с ГОСТ 27384 норма погрешности определения ванадия в этом диапазоне измерений составляет 40 %.

Аттестация методики выполнения измерений проведена с помощью активного эксперимента с применением аттестованной смеси с массовой концентрацией ванадия 0,008 mg/dm^3, установленной с погрешностью 0,0002 mg/dm^3. На аттестованную смесь выдано свидетельство № 32 от 7 октября 2009 г.

Измерения выполнены для 30 анализов с двумя параллельными наблюдениями, разными исполнителями с применением разных средств измерений.

Промежуток между измерениями составлял не менее 4-х часов.

Результаты экспериментальных исследований и расчета метрологических характеристик представлены в таблице С.1.1.

Таблица С.1.1 – Результаты измерения и расчета метрологических характеристик МВИ массовой концентрации ванадия в аттестованной смеси 35 с массовой концентрацией C=0,008 mg/dm^3 и погрешностью Δ = 0,0002 mg/dm^3

m	Число параллельных наблюдений, $i\cdot10^{-3}$		Среднее арифметическое значение $\bar{X}_j\cdot10^{-3}$	Модуль разности $\lvert \bar{X}_j - \bar{\bar{X}} \rvert \cdot10^{-3}$	Квадрат модуля разности $\lvert \bar{X}_j - \bar{\bar{X}} \rvert^2\cdot10^{-8}$	СКО результатов измерений, $S_j\cdot10^{-4}$	Дисперсия i-того результата измерений $(S_j^2)\cdot10^{-7}$	$\theta_j\cdot10^{-4}$
	X_1	X_2						
1	7,80	8,10	7,95	0,03	0.09	2,12	0,45	-0,5
2	7,20	7,30	7,25	0,73	53,29	,071	0,05	-7,5
3	8,15	7,95	8,05	0,07	0.49	1,41	0,20	0,5
4	7,75	8,15	7,95	0,03	0. 09	2,83	0,80	-0,5
5	7,30	7,10	7,20	0, 78	60,84	1,41	0,20	-8,0
6	8,20	7,90	8,05	0, 07	0. 49	2,12	0,45	0,5
7	7,40	7,50	7,45	0, 53	28,09	0,71	0,05	-5,5
8	7,20	7,30	7,25	0, 73	53,29	0,71	0,05	-7,5
9	8,80	8,60	8,70	0,72	51,84	1,41	0,20	7,0
10	7,40	7,20	7,30	0, 68	46,24	1,41	0,20	-7,0
11	8,60	8,70	8,65	0, 67	44,89	0,71	0,05	6,5
12	7,50	7,40	7,45	0, 53	28,09	0,71	0,05	-5,5

O‘ZSTANDART AGENTLIGI
STANDARTLASHTIRISH, DAVLAT
NAZORATINI MUVOFIQLASHTIRISH VA
TEXNIKA TEXNOLOGIYALARINI

Окончание таблицы С.1.1

m	Число параллель- ных наблюдений, $i \cdot 10^{-3}$		Среднее арифметическое значение $\bar{X}_j \cdot 10^{-3}$	Модуль разности $\lvert \bar{X}_j - \bar{\bar{X}} \rvert \cdot 10^{-3}$	Квадрат модуля разности $\lvert \bar{X}_j - \bar{\bar{X}} \rvert^2 \cdot 10^{-8}$	СКО результатов измерений, $S_j \cdot 10^{-4}$	Дисперсия i-того результата измерений $(S_{ij}^2) \cdot 10^{-7}$	$\theta_j \cdot 10^{-4}$
	X_1	X_2						
13	7,80	7,60	7,70	0,28	7,84	1,41	0,20	-3,0
14	7,10	7,30	7,20	0, 78	60,84	1,41	0,20	-8,0
15	8,70	8,60	8,65	0, 67	44,89	0,71	0,05	6,5
16	8,10	7,80	7,95	0, 03	0,09	2,12	0,45	-0,5
17	8,60	8,80	8,70	0, 72	51,84	1,41	0,20	7,0
18	8,70	8,60	8,65	0, 67	44,89	0,71	0,05	6,5
19	7,30	7,20	7,25	0, 73	53,29	0,71	0,05	-7,5
20	8,15	7,75	7,95	0, 03	0,09	2,83	0,80	-0,5
21	8,60	8,70	8,65	0, 67	44,89	0,71	0,05	6,5
22	7,80	8,10	7,95	0, 03	0,09	2,12	0,45	-0,5
23	8,70	8,60	8,65	0, 67	44,89	0,71	0,05	6,5
24	8,60	8,20	8,40	0, 42	17,64	2,83	0,80	4,0
25	8,80	8,60	8,70	0, 72	51,84	1,41	0,20	7,0
26	7,30	7,10	7,20	0, 78	60,84	1,41	0,20	-8,0
27	8,60	8,70	8,65	0, 67	44,89	0,71	0,05	6,5
28	7,30	7,20	7,25	0, 73	53,29	0, 71	0,05	-7,5
29	8,00	7,80	7,90	0, 08	0,64	1,41	0,20	- 1,0
30	8,60	8,80	8,70	0, 72	51,84	1,41	0,20	7,0

Результаты измерений не содержат «грубых промахов».

Результаты измерений удовлетворяют критерию I.

Среднее квадратичное отклонение результатов параллельных наблюдений = $0{,}59 \cdot 10^{-3}$.

Результаты измерений удовлетворяют критерию II.

Дисперсии однородны и могут участвовать в определении показателя сходимости.

Выборочное среднеквадратичное отклонение равно $15{,}27 \cdot 10^{-6}$.

Генеральное значение среднего квадратического отклонения параллельных наблюдений равно 0,0002.

Допускаемое расхождение результатов параллельных наблюдений (сходимость), d_{cx} = 0,000554.

Среднее арифметическое значение выборки равно 7,98 $\theta_j \cdot 10^{-4}$.

Среднее квадратичное отклонение результатов измерений равно $6{,}14 \cdot 10^{-4}$.

Генеральное значение среднего квадратического отклонения измерений - случайная составляющая погрешности измерений равно $8 \cdot 10^{-4}$.

Допустимое расхождение между результатами измерений (воспроизводимость), $d_в$ = 0,002.

Систематическая составляющая погрешности равна $1{,}9 \cdot 10^{-4}$.

Погрешность МВИ = 0,0016 mg/dm^3 (20 % относительных).

С.1.2 Расчет метрологических характеристик методики выполнения измерений массовой

O‘ZSTANDART AGENTLIGI
STANDARTLASHTIRISH, BAYLAT
NAZORATINI MUVOFIQLASHTIRISH VA
AXBOROT TEXNOLOGIYALARINI

концентрации ванадия в природных и сточных водах фотоколориметрическим методом проведен согласно алгоритму расчета, приведенному в Р Уз 51-039 [2]

С.1.2.1 Рассчитывают среднеквадратическое отклонение j-того результата измерения по формуле

$$S_j = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n}(\bar{X}_j - X_{ij})^2}{n-1}}. \qquad (С.1.1)$$

где $\bar{X}_j$ - среднее арифметическое значение параллельных наблюдений (результат j – го наблюдения, приведены в графе 7 таблицы С.1.1).

С.1.2.2 Проводят проверку гипотезы о случайном характере отклонений результатов измерений (выборка «грубых промахов»).

Вычисляют среднее арифметическое значение результатов измерений и их среднеквадратическое отклонение выборки.

$$\bar{\bar{X}} = \sum_{j=1}^{m}\frac{\bar{X}_j}{m}; \qquad (С.1.2)$$

$$\bar{\bar{X}} = 7{,}98.$$

$$\sigma = \sqrt{\frac{\sum_{j=1}^{m}(\bar{X}_j - \bar{\bar{X}})^2}{m-1}} \qquad (С.1.3)$$

$$\sigma = \sqrt{\frac{0{,}0000101}{29}} = 0{,}59\cdot 10^{-3}.$$

Определяют значение максимального относительного отклонения $\tau_{кр}$ для объема выборки m = 30 и уровня значимости $\alpha = 0{,}05$

$$\tau_{кр} = 2{,}80.$$

Определяют критическое значение максимального отклонения

$$\Delta X_{кр} = \tau_{кр} \times \sigma \qquad \Delta X_{кр} = 2{,}80 \times 0{,}00059 = 0{,}0017.$$

Определяют интервал значений результатов измерений за пределами которого результат измерения является «грубым промахом»:

$$X \pm \Delta X_{кр} = 0{,}00798 \pm 0{,}0017 \quad 0{,}00628<0{,}00798<0{,}00968.$$

Все результаты измерений лежат в указанном интервале, т.е. «грубых промахов» нет.

С.1.2.3 Проводят проверку гипотезы о нормальности распределения результатов измерений по составному критерию.

O‘ZSTANDART AGENTLIGI
STANDARTLASHTIRISH, DAVLAT
NAZORATINI MUVOFIQLASHTIRISH V.
AKKREDITATSIYA ETISH BOSHQARMASI

По критерию 1

Рассчитывают смещенную оценку среднеквадратического отклонения результатов измерений по формуле

$$S^* = \sqrt{\frac{\sum_{j=1}^{m}(\bar{X}_j - \bar{\bar{X}})^2}{m}}; \qquad (C.1.4)$$

$$S^* = \sqrt{\frac{0{,}0000101}{30}} = 0{,}00058.$$

Вычисляют выборочное значение статистики d по формуле

$$d = \sum_{j=1}^{m} \frac{|\bar{X}_j - \bar{\bar{X}}|}{m \cdot S^*}; \qquad (C.1.5)$$

$$d = 0{,}01502/(30 \cdot 0{,}00058) = 0{,}8632.$$

По таблице находят квантили распределения для уровня значимости α=0,05 и объема выборки m = 30 (найденные интерполяцией)

$$d_{1-\alpha/2} = 0{,}8637 \quad d_{\alpha/2} = 0{,}7395.$$

Рассчитанное значение d находится в интервале

$$d_{1-\alpha/2} < d < d_{\alpha/2} \quad 0{,}8637 < 0{,}8632 < 0{,}7395.$$

Следовательно, результаты измерений удовлетворяют критерию 1.

По критерию 2

Вычисляют модули разностей $|\bar{X}_j - \bar{\bar{X}}|$ приведенные в таблице С.1.1.

Вычисляют СКО результатов измерений по формуле

$$S = \sqrt{\frac{\sum_{j=1}^{m}(\bar{X}_j - \bar{\bar{X}})^2}{m-1}}; \qquad (C.1.6)$$

$$S = \sqrt{\frac{0{,}0000101}{29}} = 0{,}00059.$$

Находят квантиль распределения нормированной функции Лапласа для доверительной вероятности p = 0,95 и объема выборки m = 30, $U_{P/2}$ = 2,33 и вычисляют произведение по формуле

$$S \cdot U_{P/2}, \qquad (C.1.7)$$

$$S \cdot U_{P/2} = 0{,}0{,}00059 \cdot 2{,}33 = 0{,}001375.$$

O‘ZSTANDART AGENTLIGI
STANDARTLASHTIRISH, DAVLAT
NAZORATINI MUVOFIQLASHTIRISH VA
AXBOROT TEXNOLOGIYALARINI
... CTIAN BOSHQARMASI

Сравнение вычисленных модулей разности с произведением $S \cdot U_{P/2}$ показывает, что модули разностей $| \bar{X}_j - \bar{\bar{X}} |$, не превышают величину 1,048. Следовательно, результаты измерений удовлетворяют критерию 2.

Таким образом, гипотеза о нормальном распределении результатов измерений не отвергается и они могут быть использованы для расчета характеристик погрешности МВИ.

С.1.2.4 Расчет показателя сходимости между результатами параллельных наблюдений

Рассчитывают дисперсии результатов измерений по формуле и заносят в таблицу С.1.1

$$S_j^2 = \frac{1}{n-1}\sum_{i=1}^{n}(\bar{X}_j - X_{ij})^2, j = i,..,m \qquad (С.1.8)$$

Полученный ряд дисперсий проверяют на однородность по критерию Кохрена. Для этого вычисляют отношение максимальной дисперсии к сумме всех дисперсий по формуле

$$G_{расч} = \frac{S^2_{max}}{\sum_{j=1}^{m} S_j^2}; \qquad (С.1.9)$$

$$G_{расч.} = 0,00000008/0,00000070 = 0,1143.$$

Определяют табличное значение критерия Кохрена для числа дисперсий m = 30 и числа степеней свободы максимальной дисперсии f=n-1=1, $G_{табл.} = 0,2929$

$$G_{расч.} < G_{табл.} \quad (0,1143 < 0,2929)$$

Расчетное значение не превышает табличного, следовательно, дисперсии результатов измерений однородны.

По формуле рассчитывают выборочное среднеквадратическое отклонение

$$S_{сх} = \sqrt{\frac{\sum_{j=1}^{m} S_j^2}{m}} \qquad (С.1.10)$$

$$S_{сх} = \sqrt{\frac{0,00000070}{30}} = 0,00015.$$

По формуле рассчитывают генеральное значение СКО параллельных наблюдений

$$\sigma_{сх.} = S_{сх} \cdot \sqrt{\frac{f}{\chi^2_{1-\alpha/2}}}, \qquad (С.1.11)$$

$$\sigma_{сх} = 0,00015 \cdot \sqrt{\frac{30}{16,8}} = 0,0002,$$

где: $\chi^2_{1-\alpha/2}$ – квантиль распределения в зависимости от уровня значимости и числа степеней свободы выборочного СКО,

f = m(n-1) – число степеней свободы выборочного СКО;

$\chi^2_{1-\alpha/2} = 16,8$;

f = m(n-1) = 30·(2-1) = 30;

$\sigma_{сх.} = 0,0002$.

O‘ZSTANDART AGENTLIGI
STANDARTLASHTIRISH, BAYLAT
NAZORATINI MUVOFIQLASHTIRISH VA
AXBOROT TEXNOLOGIYALARINI

По формуле рассчитывают допустимое расхождение (сходимость) между результатами параллельных наблюдений

$$d_n=d_{cx}=Q_{(p,n)} \cdot \sigma_{cx}, \qquad \text{(C.1.12)}$$

где $Q_{(p,n)}$ – 2,77 для n = 2 и доверительной вероятности p = 0,95;

$$d_n = d_{cx} = 2,77 \cdot 0,0002 = 0,000554.$$

С.1.2.5 Расчет случайной составляющей погрешности и показателя воспроизводимости

Находят среднее арифметическое значение результатов измерений и их среднеквадратическое отклонение

$$X_{ср} = 7,98;$$

$$S_в = \sqrt{\frac{\sum_{j=1}^{m}(\bar{X}_j - \overline{X})^2}{m-1}}; \qquad \text{(C.1.13)}$$

$$S_в = \sqrt{\frac{0,0000101}{29}} = 0,59;$$

Определяют значение генерального СКО результатов измерений – случайную составляющую погрешности

$$\sigma_в = \sigma(\Delta) = S_в \cdot \sqrt{\frac{m-1}{\chi^2_{1-\alpha/2}}}; \qquad \text{(C.1.14)}$$

$$\sigma_в = 0,00059 \cdot \sqrt{\frac{29}{16,8}} = 0,0008$$

Определяют допустимое расхождение (воспроизводимость) между результатами измерений

$$d_в = Q_{(p,n)} \cdot \sigma_в \qquad d_в = 2,77 \cdot 0,0008 = 0,002. \qquad \text{(C.1.15)}$$

С.1.2.6 Расчет постоянной составляющей систематической погрешности.

По формуле находят величину расхождения между найденными результатами измерений и аттестованным значением анализируемого компонента в аттестованной смеси

$$\Theta_j = \sum_{j=1}^{m}(X_j - X_0), \quad j = i, .., m; \qquad \text{(C.1.16)}$$

где X_o– аттестованное значение измеряемого компонента в аттестованной смеси.

По формуле находят среднюю величину погрешности

$$\Theta_o = \frac{\sum_{j=1}^{m}\Theta_i}{m}; \qquad \text{(C.1.17)}$$

$$\Theta_o = -0,000022$$

O‘ZSTANDART AGENTLIGI
STANDARTLASHTIRISH, DAVLAT
NAZORATINI MUVOFIQLASHTIRISH VA
TEXNOLOGIYALARNI
...RIV ETILGAN HUJJATNING NUSXASI

С.1.2.7 Расчет варьируемой составляющей систематической погрешности проводят по формуле

$$\Theta_в = \frac{\Delta_о + \frac{2S_в}{\sqrt{m}}}{\frac{\Delta_о}{\sqrt{3}} + \frac{S_в}{\sqrt{m}}} \cdot \sqrt{\frac{\Delta_о^2}{3} + \frac{S_в^2}{m}}, \qquad (С.1.18)$$

$$\Theta_в = \frac{0{,}0002 + \frac{2 \cdot 0{,}00059}{\sqrt{30}}}{\frac{0{,}0002}{\sqrt{3}} + \frac{0{,}00059}{\sqrt{30}}} \cdot \sqrt{\frac{0{,}0002^2}{3} + \frac{0{,}00059^2}{30}} = 0{,}00031.$$

С.1.2.8 Расчет постоянной составляющей погрешности проводят по формуле

$$\Delta_с = \Theta_о + \Theta_в, \qquad (С.1.19)$$

$$\Delta_с = -0{,}000022 + 0{,}00031 = 0{,}00033.$$

С.1.2.9 Расчет погрешности измерений (показателя точности измерений)
Расчет характеристики погрешности проводят по формуле

$$\Delta = \frac{\Delta_с + U_P \cdot \sigma(\Delta)}{\frac{\Delta_с}{K_P \cdot \sqrt{3}} + \sigma(\Delta)} \cdot \sqrt{\frac{\Delta^2_с}{3K_P^2} + \sigma(\Delta)^2}, \qquad (С.1.20)$$

где U_P – квантиль нормального распределения (при P=0,95; U_P= 2).

$$\Delta = \frac{0{,}00033 + 2 \cdot 0.0008}{\frac{0{,}00033}{1{,}1 \cdot \sqrt{3}} + 0{,}0008} \cdot \sqrt{\frac{0{,}00033^2}{3 \cdot 1{,}1^2} + 0.0008^2} = 0{,}0016 \text{ (20 \% относительных)},$$

С.2 Оценка неопределенности МВИ О’U 0463:2009 “Методика выполнения измерений массовой концентрации ванадия в природных и сточных водах фотоколориметрическим методом” по настоящим рекомендациям

С.2.1 Проведение расчета

С.2.1.1 Исходные данные в соответствии с O’z O’U 0463:2009:
- известен алгоритм операций;
- известны погрешности применяемых средств измерений;
- известна норма погрешности измерений;

С.2.1.2 Оценка стандартной неопределенности по типу А

Для расчета стандартной неопределенности по типу А используем результаты экспериментальных исследований приведенные в С.1 и составим таблицу С.2.1 результатов измерений

O‘ZSTANDART AGENTLIGI
STANDARTLASHTIRISH, BAYLAT
NAZORATINI MUVOFIQLASHTIRISH VA
AXBOROT TEXNOLOGIYALARINI
...STION BO‘SHMAKMOD

массовой концентрации ванадия.

Таблица С.2.1 (значения умножаются на 10^{-3})

m	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
$C \cdot 10^{-3}$, mg/dm^3	7,95	7,25	8,05	7,95	7,20	8,05	7,45	7,25	8,70	7,30	8,65	7,45

Продолжение таблицы С.2.1

m	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24
$C \cdot 10^{-3}$, mg/dm^3	7,70	7,20	8,65	7,95	8,70	8,65	7,25	7,95	8,65	7,95	8,65	8,40

Окончание таблицы С.2.1

m	25	26	27	28	29	30
$C \cdot 10^{-3}$, mg/dm^3	8,70	7,20	8,65	7,20	7,90	8,70

В процессе проведения экспериментальных исследований систематические погрешности, которые можно исключить из результатов измерений, не выявлены.

Факторы, влияющие на чистоту эксперимента:

- качество реактивов;
- правильность приготовления растворов, необходимых для анализа.

К случайным составляющим погрешности метода также относятся:

- построение градуировочного графика;
- погрешность, вносимая оператором;
- погрешность, вносимая за счет внешних влияющих факторов (температура, влажность).

При анализе результатов измерений грубых промахов не выявлено.

Согласно ГОСТ 8.207 проведена проверка нормальности распределения результатов измерений. Результаты наблюдений соответствует нормальному распределению.

Для расчета неопределенности по типу А (обусловленной случайными эффектами по результатам статистики) составим таблицу С.2.2.

O`ZSTANDART AGENTLIGI
STANDARTLASHTIRISH, DAVLAT
NAZORATINI MUVOFIQLASHTIRISH VA
AXBOROT TEXNOLOGIYALARINI
JORIY ETISH BOSHQARMASI

Таблица С.2.2 (значения умножаются на 10^{-3})

m	X_i	$X_i - \overline{X}$	$(X_i - \overline{X})^2$
1	7.95	-0.0267	0.000713
2	7.25	-0.7267	0.528093
3	8.05	0.0733	0.005373
4	7.95	-0.0267	0.000713
5	7.20	-0.7767	0.603263
6	8.05	0.0733	0.005373
7	7.45	-0.5267	0.277413
8	7.25	-0.7267	0.528093
9	8.70	0.7233	0.523163
10	7.30	-0.6767	0.457923
11	8.65	0.6733	0.453333
12	7.45	-0.5267	0.277413
13	7.70	-0.2767	0.076563
14	7.20	-0.7767	0.603263
15	8.65	0.6733	0.453333
16	7.95	-0.0267	0.000713
17	8.70	0.7233	0.523163
18	8.65	0.6733	0.453333
19	7.25	-0.7267	0.528093
20	7.95	-0.0267	0.000713
21	8.65	0.6733	0.453333
22	7.95	-0.0267	0.000713
23	8.65	0.6733	0.453333
24	8.40	0.4233	0.179183
25	8.70	0.7233	0.523163
26	7.20	-0.7767	0.603263
27	8.65	0.6733	0.453333
28	7.20	-07767	0.603263
29	7.90	-0.0767	0.005883
30	8.70	0.7233	0.523163
m = 30	$\overline{X} = 7{,}9767$	$\sum_{i=1}^{n} (Xi - \overline{X}) = 0$ (проверка правильности расчета)	$\sum_{i=1}^{n} (Xi - \overline{X})^2 = 10{,}098667$

Вычислим стандартную неопределенность по типу А по формуле:

$$u_A = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n}(X_i - \overline{X})^2}{m-1}} = \sqrt{\frac{10{,}098667 \cdot 10^{-6}}{29}} = 0{,}59 \cdot 10^{-3} \text{ mg/dm}^3 \qquad \text{(C.2.1)}$$

O‘ZSTANDART AGENTLIGI
STANDARTLASHTIRISH, DAVLAT
NAZORATINI MUVOFIQLASHTIRISH VA
AXBOROT TEXNOLOGIYALARINI

Вычислим значение неопределенности по типу А в процентах по формуле

$$u_{A(\%)} = \frac{u_A}{X} \cdot 100 = \frac{0{,}59011}{7{,}9767} \cdot 100 = 7{,}4\ \%. \qquad (C.2.2)$$

С.2.1.3 Оценка стандартной неопределенности по типу В

Для вычисления стандартной неопределенности по типу В проводим анализ влияющих факторов с целью выявления неисключенных систематических эффектов.

В результате анализа операций метода измерений и характеристик средств измерений выявились следующие факторы, влияющий на общий систематический эффект:

- погрешность $\Delta_{A\%}$, вносимая в результат измерения за счет погрешности колориметра фотоэлектрического;
- погрешность Δ_1, вносимая в результат измерения за счет погрешности объема раствора пробы, взятой для экстракции;
- погрешность Δ, вносимая в результат измерения за счет погрешности объема пробы, взятой для анализа ;
- погрешность $\Delta_{окр}$, вносимая в результат измерения за счет округления при вычислении массовой концентрации ванадия;
- погрешность $\Delta_{АС}$, вносимая в результат измерения за счет погрешности аттестованной смеси.

Массовую концентрацию ванадия (С, mg/dm^3) в воде определяют по формуле

$$C = \frac{A \cdot V_1}{V}, \qquad (C.2.3)$$

где: А - массовая концентрация ванадия, найденная по градуировочному графику, mg/dm^3;

V - объем пробы, взятой для анализа, cm^3;

V_1 - объем раствора пробы, взятый для экстракции, cm^3.

Рассмотрим погрешности, вносимые в результат измерения.

Погрешность $\Delta_{A(\%)} = \pm\ 0{,}5\ \%$. Для значения А = 0,016 mg/dm^3, получим $\Delta_A = \pm\ 0{,}00008$ mg/dm^3 (при измерении показателя А колориметром вносится погрешность ± 0,5 %). Значение А рассчитано по (С.2.2.) при условии известных значений С= 0,008 mg/dm^3 (для аттестованной смеси), V_1= 0,1 dm^3 (согласно процедуры МВИ),
V=0,05 dm^3 (согласно процедуры МВИ).

$$\Delta_A = \pm\ 0{,}00008\ \text{mg/dm}^3\ \ (\theta_A = b_{A+} - b_{A-} = 0{,}00016\ \text{mg/dm}^3).$$

Погрешность Δ_{V1} (при измерении показателя V_1 с помощью мерной колбы вместимостью 50 cm^3 погрешность составляет ± 0,20 cm^3).

$$\Delta_{V1} = \pm\ 0{,}0002\ \text{dm}^3\ \ (\theta_1 = b_{1+} - b_{1-} = 0{,}0004\ \text{mg/dm}^3).$$

Погрешность Δ_V (при измерении показателя V с помощью мерной колбы вместимостью 100 cm^3 погрешность составляет ± 0,40 cm^3).

$$\Delta_V = \pm\ 0{,}0004\ \text{dm}^3\ \ (\theta = b_+ - b_- = 0{,}0008\ \text{dm}^3).$$

O'ZSTANDART AGENTLIGI
STANDARTLASHTIRISH, DAVLAT
NAZORATINI MUVOFIQLASHTIRISH VA
AXBOROT TEXNOLOGIYALARINI

Погрешность Δ_{AC} (при использовании аттестованной смеси с массовой концентрацией C = 0,008 mg/dm^3 и погрешностью ± 0,0002 mg/dm^3).

$$\Delta_{AC} = \pm\ 0{,}0002\ \text{mg/dm}^3\ \ (\theta_{AC} = b_{AC+} - b_{AC-} = 0{,}0004\ \text{mg/dm}^3).$$

Погрешность $\Delta_{окр}$ (при вычислении показателя С результат измерения округляется до третьего знака после запятой).

$$\Delta_{окр} = \pm\ 0{,}0005\ \text{mg/dm}^3\ \ (\theta_{окр} = b_{окр+} - b_{окр-} = 0{,}001\ \text{mg/dm}^3).$$

Вычисляют соответствующие составляющие стандартной неопределенности по типу В по формуле:

$$u_{Bi} = \frac{b_{i+} - b_{i-}}{2\sqrt{3}} = \frac{\theta_i}{2\sqrt{3}} \qquad \text{(C.2.4)}$$

$$u_{B\Delta A} = \frac{b_{A+} - b_{A-}}{2\sqrt{3}} = \frac{0{,}00016}{2\sqrt{3}} = 0{,}00005\ \text{mg/dm}^3;$$

$$u_{B\Delta l} = \frac{b_{l+} - b_{l-}}{2\sqrt{3}} = \frac{0{,}0004}{2\sqrt{3}} = 0{,}00012\ \text{dm}^3;$$

$$u_{B\Delta} = \frac{b_{+} - b_{-}}{2\sqrt{3}} = \frac{0{,}0008}{2\sqrt{3}} = 0{,}00023\ \text{dm}^3;$$

$$u_{B\Delta окр} = \frac{b_{окр+} - b_{окр-}}{2\sqrt{3}} = \frac{0{,}001}{2\sqrt{3}} = 0{,}00029\ \text{mg/dm}^3;$$

$$u_{B\Delta AC} = \frac{b_{AC+} - b_{AC-}}{2\sqrt{3}} = \frac{0{,}0004}{2\sqrt{3}} = 0{,}00012\ \text{mg/dm}^3;$$

$$u_{B\Delta окр} = \frac{b_{окр+} - b_{окр-}}{2\sqrt{3}} = \frac{0{,}001}{2\sqrt{3}} = 0{,}00029\ \text{mg/dm}^3;$$

Массовую концентрацию ванадия (C, mg/dm^3) в воде определяют по формуле (C.2.3)

$$C = \frac{A \cdot V_1}{V}$$

где: A – массовая концентрация ванадия, найденная по градуировочному графику, mg/dm^3;

V – объем пробы, взятой для анализа, cm^3;

V_1 – объем раствора пробы, взятого для экстрации, cm^3.

Оценим неопределенность, обусловленную факторами погрешностей Δ_A, Δ_{V1}, Δ_V. Для этой цели представим формулу (C.2.3) в виде следующей математической модели

$$f(A, V_1, V) = \frac{A \cdot V_1}{V} \qquad \text{(C.2.5)}$$

O‘ZSTANDART AGENTLIGI
STANDARTLASHTIRISH, BAYLAT
NAZORATINI MUVOFIQLASHTIRISH VA
AXBOROT TEXNOLOGIYALARINI
... STITUSI BOSHQARMASI

Определим соответствующие коэффициенты влияния исходя из формулы (С.2.4)

для $u_{B\Delta A}$ получим: $\frac{\partial C}{\partial A} = \frac{V_1}{V}$;

для $u_{B\Delta V1}$ получим: $\frac{\partial C}{\partial V_1} = \frac{A}{V}$;

для $u_{B\Delta V}$ получим: $\frac{\partial C}{\partial V} = -\frac{AV_1}{V^2}/$

Неопределенность $u_{B\,1(\Delta A\,,\,\Delta V1\,,\,\Delta V)}$ определяют по формуле:

$$u_{B\,1(\Delta A\,,\,\Delta V1\,,\,\Delta V)} = \sqrt{\sum_{i=1}^{n=3}\left(\frac{\partial f}{\partial x_i}\right)^2 \cdot u_{Bi}{}^2} = \sqrt{\left(\frac{\partial f}{\partial A}\right)^2 \cdot u^2_{B\Delta A} + \left(\frac{\partial f}{\partial V_1}\right)^2 \cdot u^2_{B\Delta V1} + \left(\frac{\partial f}{\partial V}\right)^2 \cdot u^2_{B\Delta V}}$$

Относительно неопределенности $u_{B2\,(\Delta AC,\,\Delta окр)}$ согласно рекомендации О‘z Т 51-147 [3] можно привести следующие разъяснения:

После выявления источников неопределенности их влияние на результат можно, в принципе, представить формальной моделью измерения, в которой каждое влияние связано с некоторым параметром или переменной в уравнении. Такое уравнение образует полную модель измерительного процесса, выраженную в терминах индивидуальных факторов, влияющих на результат. Эта функция может быть очень сложной и ее часто даже невозможно записать в явном виде. Полезным может оказаться рассмотрение методики измерений в виде последовательных отдельных операций (иногда называемых единичными операциями), каждую из которых можно оценить отдельно с получением соответствующей оценки неопределенности. Тогда отдельные неопределенности каждой операции составляют вклады в общую неопределенность.

Оценим неопределенность обусловленную факторами погрешностей Δ_{AC} и $\Delta_{окр}$
Для этой цели представим формулу (С.2.3) в виде следующей математической модели

$$f(c) = C \qquad \text{(С.2.6)}$$

Определим соответствующий коэффициент влияния :

- для $u_{B\Delta AC}$ и $u_{B\Delta окр}$ получим $\frac{\partial f}{\partial c} = 1$

Неопределенность $u_{B2\,(\Delta AC,\,\Delta окр)} = \sqrt{\sum_{i=1}^{n=2}\left(\frac{\partial f}{\partial x_i}\right)^2 \cdot u_{Bi}{}^2} = \sqrt{\left(\frac{\partial f}{\partial c}\right)^2 \cdot u^2_{B\Delta AC} + \left(\frac{\partial f}{\partial c}\right)^2 \cdot u^2_{B\Delta окр}}$

Неопределенность u_B, учитывающую все факторы влияния на общий систематический эффект вычисляют по формуле:

$$u_B = \sqrt{u^2_{B1(\Delta A,\Delta V1,\Delta V)} + u^2_{B2(\Delta AC,\Delta окр)}} =$$

$$= \sqrt{\left(\frac{\partial f}{\partial A}\right)^2 \cdot u^2{}_{B\Delta A} + \left(\frac{\partial f}{\partial V_1}\right)^2 \cdot u^2{}_{B\Delta V1} + \left(\frac{\partial f}{\partial V}\right)^2 \cdot u^2{}_{B\Delta V} + \left(\frac{\partial f}{\partial c}\right)^2 \cdot u^2{}_{B\Delta AC} + \left(\frac{\partial f}{\partial c}\right)^2 \cdot u^2{}_{B\Delta окр}}$$

O‘ZSTANDART AGENTLIGI
STANDARTLASHTIRISH, DAVLAT
NAZORATINI MUVOFIQLASHTIRISH V...
AXBOROT TEXNOLOGIYALARINI

Вычисляют неопределенность u_B для C=0,008 mg/dm^3.

Исходные данные: A=0,016 mg/dm^3; V=0,1 dm^3; V_1=0,05 dm^3;

$$u_B = \sqrt{\left(\frac{\partial f}{\partial A}\right)^2 \cdot u^2_{B\Delta A} + \left(\frac{\partial f}{\partial V_1}\right)^2 \cdot u^2_{B\Delta V1} + \left(\frac{\partial f}{\partial V}\right)^2 \cdot u^2_{B\Delta V} + \left(\frac{\partial f}{\partial c}\right)^2 \cdot u^2_{B\Delta AC} + \left(\frac{\partial f}{\partial c}\right)^2 \cdot u^2_{B\Delta окр}} =$$

$$= \sqrt{\left(\frac{V_1}{V}\right)^2 \cdot u^2_{B\Delta A} + \left(\frac{A}{V}\right)^2 \cdot u^2_{B\Delta V1} + \left(\frac{AV_1}{V^2}\right)^2 \cdot u^2_{B\Delta V} + (1)^2 \cdot u^2_{B\Delta AC} + (1)^2 \cdot u^2_{B\Delta окр}} =$$

$$= \sqrt{\left(\frac{0,05}{0,1}\right)^2 \cdot 0,00004619^2 + \left(\frac{0,016}{0,1}\right)^2 \cdot 0,00011547^2 + \left(\frac{0,016 \cdot 0,05}{0,1^2}\right)^2 \cdot 0,00023^2 +$$

$$+1^2 \cdot 0,00011547^2 + 1^2 \cdot 0,00028868^2} = 0,00031 \text{ mg/dm}^3.$$

С.2.1.4 Оценка неопределенностей u_c и $U_{0,95}$

Вычисляют суммарную стандартную неопределенность u_c по формуле:

$$u_c = \sqrt{u_A^2 + u_B^2}. \qquad \text{(С.2.7)}$$

$$u_c = \sqrt{u_A^2 + u_B^2} = \sqrt{0,00059011^2 + 0,00031137^2} = 0,000667 \text{ mg/dm}^3.$$

Эффективное число степеней свободы ν_{eff} рассчитаем по формуле

$$\nu_{eff} = \frac{u_C^4}{u_A^4}(n-1) = \frac{0,000667^4}{0,00059011^4} \cdot 29 = 47. \qquad \text{(С.2.8)}$$

Коэффициент охвата k определяем по формуле (используя таблицу А.1 приложения А)

$$k = t_{0,95}(\nu_{eff}) = 2,0. \qquad \text{(С.2.9)}$$

Вычисляют расширенную неопределенность $U_{0.95\ расч}$ по формуле

$$U_{0,95\ расч} = k \cdot u_C = 2,0 \cdot 0,000667 = 0,001334 \text{ mg/dm}^3, \qquad \text{(С.2.10)}$$

где k – коэффициент охвата, равный 2,0 при вероятности p = 0,95.

В целях реализации расчетов при проведении повторных экспериментов и в других лабораториях разными специалистами необходимо увеличить расчетное значение неопределенности u_c на величину коэффициента запаса 1,1 ÷ 1,3.

Окончательно получим:

$$U_{0,95} = 1,2 \cdot U_{0,95расч} = 1,2 \cdot 0,001334 = 0,0016 \text{ mg/dm}^3.$$

Рассчитывают значение $U_{0,95}$ в процентах:

$$U_{0,95} = \frac{U_{0?95}}{C_{AC}} \cdot 100 = \frac{0,0016}{0,008} \cdot 100 = 20\ \%.$$

O‘ZSTANDART AGENTLIGI
STANDARTLASHTIRISH, DAVLAT
NAZORATINI MUVOFIQLASHTIRISH VA
AXBOROT TEXNOLOGIYALARINI
[illegible]

С.3 Выводы по результатам расчетов

Сравнивая расчеты приведенные в С.1 и С.2 можно сделать выводы:

- погрешность МВИ, определенная по Р Уз 51-039 [2] в примере С.1, составляет $\Delta = 20$ %;

- расчетная неопределенность метода МВИ, определенная по настоящим рекомендациям в примере С.2, составляет $U_{0,95расч} = 16,7$ %;

- расширенная неопределенность метода МВИ, определенная по настоящим рекомендациям в примере С.2, вычислена путем увеличения значения $U_{0,95расч}$ на коэффициент1,2; что дает дополнительный запас и позволяет при проведении повторных экспериментов и расчетов в других лабораториях разными специалистами не превысить полученного значения $U_{0,95} = 20$ %;

- систематическая составляющая погрешности, рассчитанная по Р Уз 51-039 [2] в примере С.1, не учитывает максимальных возможных отклонений погрешностей средств измерений (т.е. средства измерений, применяемые в экспериментальных исследованиях имеют определенную погрешность в пределах допустимой);

- составляющая u_B суммарной стандартной неопределенности, рассчитанная по настоящим рекомендациям в примере С.2, учитывает максимальные систематические эффекты, т.е. погрешности применяемых средств измерений (см. расчет u_B).

O`ZSTANDART AGENTLIGI
STANDARTLASHTIRISH, DAVLAT
NAZORATINI MUVOFIQLASHTIRISH VA
AXBOROT TEXNOLOGIYALARINI
[illegible]

Библиография

1 Р 50.2.038-2004 Рекомендации по метрологии. ГСИ. Измерения прямые однократные. Оценивание погрешностей и неопределенности результата измерений.

2 Р Уз 51-039-95 Государственная система обеспечения единства измерений Республики Узбекистан. Аттестация методик выполнения измерений. Порядок проведения экспериментальных работ и алгоритмы расчета метрологических характеристик.

3 О'Т 51-147:2006 Государственная система обеспечения единства измерений Республики Узбекистан. Применение неопределенности измерений в испытательных и измерительных лабораториях

O'ZSTANDART AGENTLIGI
STANDARTLASHTIRISH, DAVLAT
NAZORATINI MUVOFIQLASHTIRISH
AXBOROT TEXNOLOGIYALARI

O‘z DSt 8.____:201___

УДК 006/91

ОКС 17.020

Ключевые слова: методики выполнения измерений, измерения, результат измерения, стандартное отклонение, расчет, неопределенность, стандартная неопределенность, суммарная стандартная неопределенность, расширенная неопределенность, погрешность случайная, систематическая.

O‘ZSTANDART AGENTLIGI
STANDARTLASHTIRISH, DAVLAT
NAZORATINI MUVOFIQLASHTIRISH VA
INNOVATSION TEXNOLOGIYALARINI
[illegible]

O‘z DSt 8.____:201___

Директор НИИСМС А.П. Мустафаев

Зав. отделом СО и МВИ
канд. хим. наук Л.П. Ким

Ведущий инженер С.М. Рязанов

O‘ZSTANDART AGENTLIGI
STANDARTLASHTIRISH, DAVLAT
NAZORATINI MUVOFIQLASHTIRISH VA
AXBOROT TEXNOLOGIYALARINI
[illegible]

Пояснительная записка

К проекту стандарта O‘z DSt 8.___:201__ «ГСИ РУз. Оценка неопределенности результатов измерений методик выполнения измерений»

(первая редакция)

1.Основание для разработки

Стандарт разработан взамен действующих рекомендаций O‘z T 51-173:2012 «ГСИ РУз. Оценка неопределенности результатов измерений методик выполнения измерений»

2.Цель и задачи разработки

Целью разработки стандарта является развитие нормативной базы обеспечения единства измерений в Узбекистане, позволяющей проводить оценивание неопределенности результатов измерений методик выполнения измерений.

Задачей разработки является установление универсального метода для выражения и оценивания неопределенности результатов измерений применительно к методикам выполнения измерений, в том числе к методикам количественного химического анализа.

3 Характеристика объекта стандартизации

Согласно O‘z DSt ISO/IEK 17025:2007 «Общие требования к компетентности испытательных и калибровочных лабораторий» (ISO/IEK 17025:2005, IDI) испытательные и калибровочные лаборатории должны иметь и применять процедуры оценки неопределенности измерений.

Отсутствие документа по расчету неопределенности измерений приводит к приложению к документам, представляющим к аккредитации юридическими лицами, в качестве процедуры оценивания неопределенности измерений общих положений, не раскрывающих сути вопроса.

Разработанный стандарт включает основные принципы и общий подход оценивания неопределенности измерений, основанный на понятиях и терминах, применяемых в основополагающих нормативных документах в области метрологии, используемые в национальной системе обеспечения единства измерений.

В стандарте приводятся схемы перехода от характеристик погрешности к неопределенности измерений в случае наличия такой необходимости.

Для большей наглядности и удобства применения настоящего стандарта на практике, приводятся примеры расчета неопределенности измерений показателей, определяемых по МВИ или по методикам испытаний продукции.

Объектом стандартизации настоящих рекомендаций являются общий подход оценивания неопределенности измерений.

4 Технико-экономическая эффективность внедрения рекомендаций

Внедрение стандарта позволит упорядочить процедуру оценивания неопределенности измерений методик выполнения измерений и позволит, в случае необходимости, их точность выражать и оценивать в виде неопределенности.

5 Внедрение и введение рекомендаций в действие

Внедрение стандарта потребует обучения работников аналитических, испытательных и калибровочных лабораторий юридических лиц.

6 Взаимосвязь с другими документами

В стандарте учтены положения международных, межгосударственных и документов национальной системы обеспечения единства измерений.

Стандарт взаимосвязан со следующими документами:

O‘ZSTANDART AGENTLIGI
STANDARTLASHTIRISH, BAYLIK
NAZORATINI MUVOFIQLASHTIRISH
AXBOROT TEXNOLOGIYALARI