

---

ФЕДЕРАЛЬНОЕ АГЕНТСТВО  
ПО ТЕХНИЧЕСКОМУ РЕГУЛИРОВАНИЮ И МЕТРОЛОГИИ

---



НАЦИОНАЛЬНЫЙ  
СТАНДАРТ  
РОССИЙСКОЙ  
ФЕДЕРАЦИИ

ГОСТ Р  
ИСО 11843-5—  
2012

---

**Статистические методы**  
**СПОСОБНОСТЬ ОБНАРУЖЕНИЯ**  
**Часть 5**  
**Методология в случаях линейной и нелинейной**  
**калибровки**

(ISO 11843-5:2008,  
Capability of detection - Part 5: Methodology in the linear and non-linear calibration  
cases, IDT)

Издание официальное



Москва  
Стандартинформ  
2019

## Предисловие

1 ПОДГОТОВЛЕН Автономной некоммерческой организацией «Научно-исследовательский центр контроля и диагностики технических систем» (АНО «НИЦ КД») на основе собственного перевода на русский язык англоязычной версии стандарта, указанного в пункте 4

2 ВНЕСЕН Техническим комитетом по стандартизации ТК 125 «Статистические методы в управлении качеством продукции»

3 УТВЕРЖДЕН И ВВЕДЕН В ДЕЙСТВИЕ Приказом Федерального агентства по техническому регулированию и метрологии от 29 ноября 2012 г. № 1420-ст

4 Настоящий стандарт идентичен международному стандарту ИСО 11843-5:2008 «Способность обнаружения. Часть 5. Методология в случаях линейной и нелинейной калибровки» (ISO 11843-5:2008 «Capability of detection — Part 5: Methodology in the linear and non-linear calibration cases», IDT).

Наименование настоящего стандарта изменено относительно наименования указанного международного стандарта для приведения в соответствие с ГОСТ Р 1.5—2012 (пункт 3.5).

При применении настоящего стандарта рекомендуется использовать вместо ссылочных международных стандартов соответствующие им национальные стандарты, сведения о которых приведены в дополнительном приложении ДА

5 ВВЕДЕН ВПЕРВЫЕ

6 ПЕРЕИЗДАНИЕ. Март 2019 г.

*Правила применения настоящего стандарта установлены в статье 26 Федерального закона от 29 июня 2015 г. № 162-ФЗ «О стандартизации в Российской Федерации». Информация об изменениях к настоящему стандарту публикуется в ежегодном (по состоянию на 1 января текущего года) информационном указателе «Национальные стандарты», а официальный текст изменений и поправок — в ежемесячном информационном указателе «Национальные стандарты». В случае пересмотра (замены) или отмены настоящего стандарта соответствующее уведомление будет опубликовано в ближайшем выпуске ежемесячного информационного указателя «Национальные стандарты». Соответствующая информация, уведомление и тексты размещаются также в информационной системе общего пользования — на официальном сайте Федерального агентства по техническому регулированию и метрологии в сети Интернет ([www.gost.ru](http://www.gost.ru))*

© Стандартиформ, оформление, 2014, 2019

Настоящий стандарт не может быть полностью или частично воспроизведен, тиражирован и распространен в качестве официального издания без разрешения Федерального агентства по техническому регулированию и метрологии

## Содержание

1 Область применения .....	1
2 Нормативные ссылки .....	2
3 Термины и определения .....	2
4 Функция прецизионности приведенной переменной состояния .....	3
5 Критическое значение и минимальное обнаруживаемое значение приведенной переменной состояния .....	4
6 Примеры .....	6
Приложение А (обязательное) Условные обозначения и сокращения, используемые в стандарте .....	10
Приложение В (справочное) Обоснование уравнения (9) .....	11
Приложение С (справочное) Обоснование уравнения (13) .....	12
Приложение ДА (справочное) Сведения о соответствии ссылочных международных стандартов национальным стандартам .....	13
Библиография .....	14

## Введение

На практике часто используют как линейные, так и нелинейные функции калибровки. В настоящем стандарте рассмотрены оба случая применительно к оценке способности обнаружения на основе исследования распределений вероятностей приведенной переменной состояния (измеряемой величины), а не только функции калибровки.

В настоящем стандарте использованы основные понятия ИСО 11843-2<sup>1)</sup>, включая вероятностные требования к  $\alpha$  и  $\beta$  и случай линейной калибровки. В интервале значений от соответствующих базовому состоянию до минимального обнаруживаемого значения может быть применена линейная функция калибровки. Таким образом, обеспечена совместимость настоящего стандарта с ИСО 11843-2.

При сравнении аналитического метода, использующего линейную функцию калибровки, с аналогичным методом, использующим нелинейную функцию калибровки, рекомендуется применять настоящий стандарт. В случае линейной калибровки применимы ИСО 11843-2 и настоящий стандарт. Методы ИСО 11843-2, рассматривающие прецизионность для одной переменной отклика, дают тот же результат, что и применение настоящего стандарта, который требует исследования прецизионности для переменной отклика и для переменной состояния, так как исследование прецизионности отклика — то же, что и исследование прецизионности приведенной переменной состояния в случае линейной калибровки.

Применяемый в настоящем стандарте международный стандарт разработан техническим комитетом ИСО/ТС 69 «Применение статистических методов».

---

<sup>1)</sup> ИСО 11843-2:2000 «Способность обнаружения. Часть 2. Методология в случае линейной калибровки» (ISO 11843-2:2000 «Capability of detection — Part 2: Methodology in the linear calibration case»).

Статистические методы  
СПОСОБНОСТЬ ОБНАРУЖЕНИЯ

## Часть 5

## Методология в случаях линейной и нелинейной калибровки

Statistical methods. Capability of detection. Part 5. Methodology in the linear and non-linear calibration cases

Дата введения — 2013—12—01

## 1 Область применения

В настоящем стандарте рассмотрены линейные и нелинейные функции калибровки и установлены основные методы:

- построения функции прецизионности отклика, а именно, описания стандартного отклонения ( $SD^1$ ) или коэффициента вариации ( $CV^2$ ) отклика как функции приведенной переменной состояния;
- преобразования функции прецизионности в аналогичную функцию для приведенной переменной состояния и функции калибровки;
- использования полученной функции для оценки критического значения и минимального обнаруживаемого значения приведенной переменной состояния.

Методы, приведенные в настоящем стандарте, применимы, например, для проверки обнаружения какого-либо вещества различным измерительным оборудованием, к которому не может быть применен ИСО 11843-2. Эти методы могут быть применимы к стойким органическим загрязнителям (POP<sup>3</sup>) окружающей среды, таким как диоксины, пестициды и гормоноподобные химические вещества при помощи конкурентного ELISA<sup>4</sup>) (иммуноферментный анализ) и тестов на наличие бактериальных эндотоксинов, вызывающих у человека гипертермию.

Определение и применение критического значения и минимального обнаруживаемого значения приведенной переменной состояния установлены в ИСО 11843-1 и ИСО 11843-2. В настоящем стандарте расширены методы, приведенные в ИСО 11843-2, на случай нелинейной калибровки.

Критическое значение  $x_c$  и минимальное обнаруживаемое значение  $x_d$  даны в единицах приведенной переменной состояния. Если  $x_c$  и  $x_d$  определены на основе распределения отклика, определение должно включать функцию калибровки, связывающую отклик с приведенной переменной состояния. Настоящий стандарт позволяет определить  $x_c$  и  $x_d$  на основе распределения приведенной переменной состояния независимо от вида функции калибровки, а, следовательно, независимо от ее линейности или нелинейности.

Функция калибровки должна быть непрерывной, дифференцируемой и монотонно возрастающей или убывающей.

В стандарте рассмотрены случаи, когда стандартное отклонение или коэффициент вариации известны только в окрестности минимального обнаруживаемого значения.

В пунктах 6.2, 6.3 и 6.4 настоящего стандарта приведены соответствующие примеры.

<sup>1</sup>) SD — standard deviation.

<sup>2</sup>) CV — coefficient of variation.

<sup>3</sup>) POP — persistent organic pollutants.

<sup>4</sup>) ELISA — enzyme-linked immunosorbent assay.

## 2 Нормативные ссылки

В настоящем стандарте использованы нормативные ссылки на следующие международные стандарты:

ISO 3534-1, *Statistics — Vocabulary and symbols — Part 1: General statistical terms and terms used in probability* (Статистика. Словарь и условные обозначения. Часть 1. Общие статистические термины и термины, используемые в вероятностных задачах)

ISO 3534-2, *Statistics — Vocabulary and symbols — Part 2: Applied statistics* (Статистика. Словарь и условные обозначения. Часть 2. Прикладная статистика)

ISO 3534-3, *Statistics — Vocabulary and symbols — Part 3: Design of experiments* (Статистика. Словарь и условные обозначения. Часть 3. Планирование эксперимента)

ISO 5725-1, *Accuracy (trueness and precision) of measurement methods and results — Part 1: General principles and definitions* (Точность (правильность и прецизионность) методов и результатов измерений. Часть 1. Общие принципы и определения)

ISO 11843-1:1997, *Capability of detection — Part 1: Terms and definitions* (Способность обнаружения. Часть 1. Термины и определения)

ISO 11843-2:2000, *Capability of detection — Part 2: Methodology in the linear calibration case* (Способность обнаружения. Часть 2. Методология в случае линейной калибровки)

## 3 Термины и определения

В настоящем стандарте применены термины по ИСО 3534 (все части), ИСО 5725-1, ИСО 11843-1, а также следующие термины с соответствующими определениями:

**3.1 критическое значение приведенной переменной состояния;  $x_c$**  (critical value of the net state variable): Значение приведенной переменной состояния  $X$ , превышение которого для заданной вероятности ошибки  $\alpha$  приводит к решению о том, что наблюдаемая система не находится в базовом состоянии (см. рисунок 1).

[ИСО 11843-1:1997, 3.10]

**3.2 минимальное обнаруживаемое значение приведенной переменной состояния** (minimum detectable value of the net state variable);  $x_d$ : Значение приведенной переменной состояния  $X$  в действительном состоянии, которое с вероятностью  $(1 - \beta)$  ведет к заключению, что система не находится в базовом состоянии.

**Примечание** — Адаптированное определение по ИСО 11843-1:1997 и ИСО 11843-1:1997/Cor. 1:2003 (см. рисунок 1).

**3.3 прецизионность** (способности обнаружения) (precision): Стандартное отклонение наблюдаемого отклика или стандартное отклонение приведенной переменной состояния при оценке с применением функции калибровки.

**Примечание 1** — При необходимости в качестве оценки прецизионности вместо стандартного отклонения может быть использован коэффициент вариации.

**Примечание 2** — В настоящем стандарте прецизионность определена в условиях повторяемости (ИСО 3534-2).

**Примечание 3** — В настоящем стандарте использованы термины «прецизионность» и «функция прецизионности» вместо терминов «погрешность» и «функция погрешности».

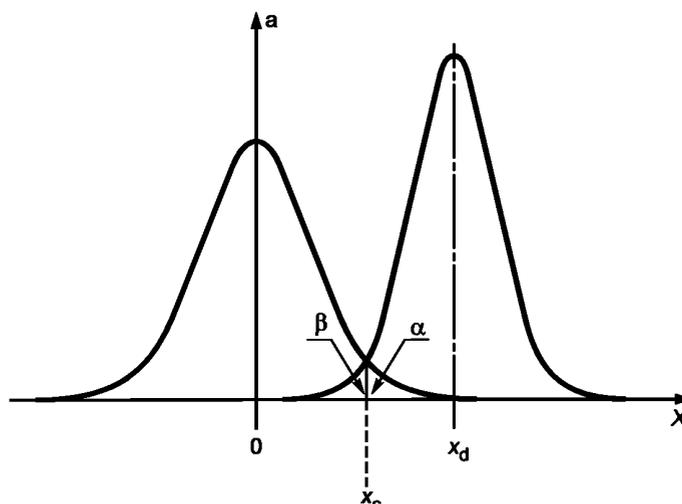
**3.4 функция прецизионности** (способности обнаружения) (precision profile): Математическое описание стандартного отклонения или коэффициента вариации отклика или приведенной переменной состояния как функции приведенной переменной состояния.

**3.5 отклик** (response variable);  $Y$ : Переменная, представляющая результат эксперимента.

[ИСО 3534-3:1999, 1.2]

**Примечание 1** — В стандартах серии ИСО 11843 под откликом следует понимать непосредственно наблюдаемую переменную взамен переменной состояния  $Z$ .

**Примечание 2** — Отклик  $Y$  является случайной величиной, представляющей собой результат преобразования с помощью функции калибровки приведенной переменной состояния. Прецизионность отклика описывают с помощью стандартного отклонения  $\sigma_X(X)$  и коэффициента вариации  $\rho_X(X)$  приведенной переменной состояния соответственно.



$x_c$  — критическое значение приведенной переменной состояния;  $x_d$  — минимальное обнаруживаемое значение приведенной переменной состояния;  $X$  — приведенная переменная состояния;  $\alpha$  — вероятность ошибки первого рода для  $X = 0$ ;  $\beta$  — вероятность ошибки второго рода для  $X = x_d$ ;  $a$  — плотность распределения.

**Примечание** — На рисунке 1 ИСО 11843-1:1997 показаны плотности распределения отклика и нелинейная функция калибровки. На рисунке 1 настоящего стандарта показаны плотности распределения приведенных переменных состояния, полученные из распределений отклика с учетом функции калибровки, изображенных на рисунке 1 ИСО 11843-1.

Рисунок 1 — Плотности распределения приведенной переменной состояния для  $X = 0$  (слева) и для  $X = x_d$  (справа)

**3.6 функция прецизионности отклика** (precision profile of response variable): Непрерывная функция (в настоящем стандарте), построенная на основе данных о неопределенности отклика, являющейся следствием случайных свойств этапов аналитических исследований (например отбор растворов пипеткой), но не систематической погрешности, часто характеризующей особенности и недостатки применяемых инструментов.

**3.7 приведенная переменная состояния** (net state variable);  $X$ : Разность между переменной состояния  $Z$  и ее значением в базовом состоянии  $z_0$ .

[ИСО 11843-1:1997, определение 4]

**Примечание** — Приведенная переменная состояния  $X$  является детерминированной (неслучайной) величиной на этапе, когда линия калибровки построена, а функция прецизионности в виде  $\sigma_X(X)$  и  $\rho_X(X)$  является следствием случайности отклика.

## 4 Функция прецизионности приведенной переменной состояния

Для экспериментальных или теоретических целей определяют прецизионность (стандартное отклонение или коэффициент вариации) отклика  $Y$  (а не приведенной переменной состояния  $X$ ). Поэтому каждое значение  $Y$  должно быть преобразовано к соответствующему значению  $X$  и соответственно преобразована прецизионность (см. рисунок 2 и [1], [2]).

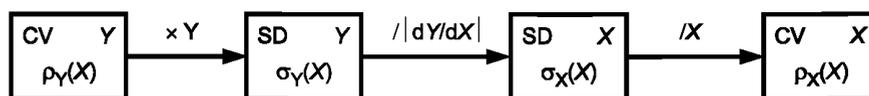


Рисунок 2 — Схема преобразования неопределенности отклика в неопределенность приведенной переменной состояния

На рисунке 3 показано преобразование стандартного отклонения отклика  $\sigma_Y(X)$  в стандартное отклонение приведенной переменной состояния  $\sigma_X(X)$  с помощью абсолютной величины производной функции калибровки  $|dY/dX|$ :  $\sigma_X(X) = \sigma_Y(X)/|dY/dX|$ . Аналогичное преобразование для коэффициента вариации  $\rho_X(X)$  может быть записано в виде

$$\rho_X(X) = \frac{\rho_Y(X)Y}{X \left| \frac{dY}{dX} \right|}. \quad (1)$$

Уравнение (1) описывает связь коэффициента вариации  $\rho_Y(X)$  как функции  $X$  с коэффициентом вариации  $\rho_X(X)$ . Использование абсолютной величины  $|dY/dX|$  позволяет применять настоящий стандарт к монотонно убывающим функциям калибровки.

**Примечание 1** — Если функция калибровки является прямолинейной и проходит через начало координат ( $Y = aX$ ), прецизионность  $\rho_X(X)$  приведенной переменной состояния равна функции прецизионности отклика  $\rho_Y(X)$ . Следует отметить, что  $Y/X = |dY/dX| = a$ , так как  $Y = aX$ .

**Примечание 2** — Уравнение (1) не применимо для  $X = 0$ , но охватывает большую часть ситуаций, когда коэффициент вариации  $\rho_X(X)$  стремится к бесконечности при уменьшении  $X$  до тех пор, пока стандартное отклонение  $\sigma_X(X)$  для приведенной переменной состояния конечно ( $\sigma_X(X) = \rho_Y(X)Y/|dY/dX|$ ).

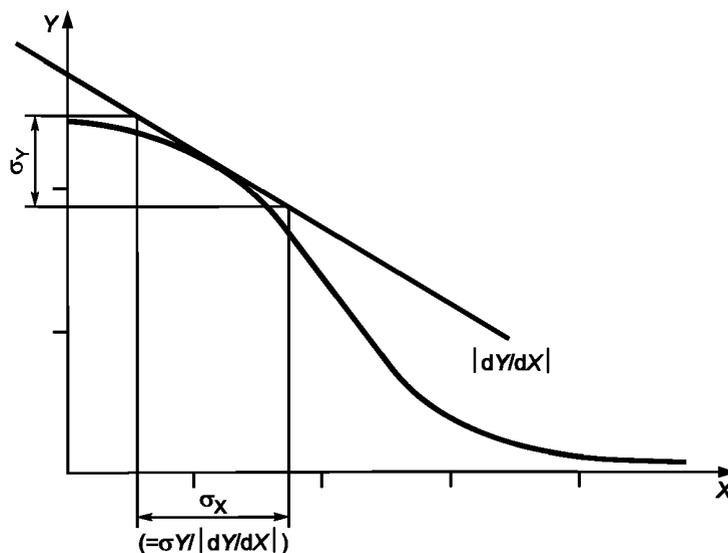


Рисунок 3 — Преобразование стандартного отклонения отклика  $\sigma_Y$  в стандартное отклонение приведенной переменной состояния  $\sigma_X$  с помощью абсолютной величины производной функции калибровки  $|dY/dX|$

## 5 Критическое значение и минимальное обнаруживаемое значение приведенной переменной состояния

### 5.1 Общие положения

Все используемые ниже выводы основаны на знании распределения приведенной переменной состояния. Критическое значение  $x_c$  имеет вид

$$x_c = k_c \sigma_X(0), \quad (2)$$

где  $k_c$  — коэффициент для определения  $\alpha$ ;  
 $\sigma_X(0)$  — стандартное отклонение для  $X = 0$ .

При использовании соотношения  $\sigma_X(0) = \sigma_Y(0)/|dY/dX|$  уравнение (2) может быть записано в виде  $x_c = k_c \sigma_Y(0)/|dY/dX|$ . Минимальное обнаруживаемое значение  $x_d$  в этом случае принимает вид

$$x_d = x_c + k_d \sigma_X(x_d), \quad (3)$$

где  $k_d$  — коэффициент для определения  $\beta$ ;  
 $\sigma_X(x_d)$  — стандартное отклонение для  $X = x_d$  (см. рисунок 1).

Для определения критического значения  $x_c$  и минимального обнаруживаемого значения  $x_d$  необходимо знание функции прецизионности  $\sigma_X(X)$  (см. 3.4).

Примечание 1 — Если приведенная переменная состояния подчиняется нормальному распределению, коэффициенты  $k_c = k_d = 1,65$  соответствуют  $\alpha = \beta = 0,05$  (5 %).

Примечание 2 — В случае предположения о том, что  $\sigma_X(X)$  является константой ( $\sigma_X(X) = \sigma_X$ ) и  $k_c = k_d = 1,65$ , уравнения (2) и (3) могут быть записаны в виде  $x_c = 1,65 \sigma_X$  и  $x_d = 3,30 \sigma_X$ .

### 5.2 Вычисление вероятности $\alpha$

Если стандартное отклонение определяют для  $X = 0$ , то вместо  $\sigma_X(x_d)$  используют  $\sigma_X(0)$ , тогда  $x_c$  и  $x_d$  принимают вид

$$x_c = k_c \sigma_X(0), \quad (4)$$

$$x_d = (k_c + k_d) \sigma_X(0). \quad (5)$$

В этом случае уравнение (4) совпадает с уравнением (2) и вероятность  $\alpha$  вычисляют в соответствии с ее общим определением. Однако вероятность  $\beta$  может отличаться от исходной. Для этих вычислений знание всей функции прецизионности  $\sigma_X(X)$  не требуется.

Примечание — В случае предположения о том, что  $\sigma_X(X)$  является константой ( $\sigma_X(X) = \sigma_X$ ) и  $k_c = k_d = 1,65$ , уравнения (4) и (5) могут быть записаны в виде  $x_c = 1,65 \sigma_X$  и  $x_d = 3,30 \sigma_X$ .

### 5.3 Вычисление вероятности $\beta$

При использовании  $\sigma_X(x_d)$  вместо  $\sigma_X(0)$  в 5.2 выражения для  $x_c$  и  $x_d$  принимают вид

$$x_c = k_c \sigma_X(x_d), \quad (6)$$

$$x_d = (k_c + k_d) \sigma_X(x_d). \quad (7)$$

В этом случае вероятность  $\beta$  вычисляют в соответствии с ее общим определением. Вероятность  $\alpha$  может отличаться от исходной.

Примечание — В случае предположения о том, что  $\sigma_X(X)$  является константой ( $\sigma_X(X) = \sigma_X$ ) и  $k_c = k_d = 1,65$ , уравнения (6) и (7) могут быть записаны в виде  $x_c = 1,65 \sigma_X$  и  $x_d = 3,30 \sigma_X$ .

### 5.4 Дифференциальный метод

Подход 5.3 имеет практическое преимущество при использовании уравнения (10). Уравнение (7) может быть записано в виде

$$\rho_X(x_d) = \sigma_X(x_d)/x_d = 1/(k_c + k_d). \quad (8)$$

Это уравнение дает коэффициент вариации приведенной переменной состояния для  $X = x_d$ . Преимущество уравнения (8) состоит в том, что минимальное обнаруживаемое значение  $x_d$  может быть определено как значение приведенной переменной состояния, у которой коэффициент вариации для среднего приведенной переменной состояния равен  $1/(k_c + k_d) \cdot 100$  %. Для вычисления  $x_c$  и  $x_d$  необходимо, чтобы функция прецизионности  $\sigma_X(X)$  была непрерывной.

Для полулогарифмического графика ( $Y$  от  $\lg X$ ) угловой коэффициент функции калибровки  $dY/d\lg X$  зависит от приведенной переменной состояния  $X$  и принимает установленное значение для минимального обнаруживаемого значения

$$\left. \frac{dY}{d\lg X} \right|_{X=x_d} = 2,303(k_c + k_d)\sigma_Y(x_d), \quad (9)$$

где левая часть уравнения представляет собой абсолютную величину производной  $|dY/d\lg X|$  для  $X = x_d$  ( $\ln 10 = 2,303$ ). Это уравнение является общим для кривых калибровки независимо от вида функции калибровки (линейной или нелинейной). Обоснование уравнения (9) приведено в приложении В.

Примечание 1 — Если  $k_c = k_d = 1,65$ , уравнение (8) может быть записано в виде  $\sigma_X(X) = 1/3,30 = 30$  %, а  $x_d$  расположено в точке  $X$ , для которой коэффициент вариации составляет 30 %.

Примечание 2 — Если  $k_c = k_d = 1,65$ , уравнение (9) может быть записано в виде

$$\left. \frac{dY}{d\lg X} \right|_{X=x_d} = \frac{\sigma_Y(x_d)}{0,132}, \quad (10)$$

где  $0,132 = 1/(3,3 \times 2,303)$ .

## 6 Примеры

### 6.1 Общие положения

В подпунктах 6.2 и 6.3 рассмотрены примеры оценки функции прецизионности (см. 3.4) в виде стандартного отклонения или коэффициента вариации отклика. Итоговое значение  $\rho_X(X)$  получено на основе непрерывного графика стандартного отклонения или коэффициента вариации отклика в соответствии с разделом 4.

В примере пункта 6.4 показано применение дифференциального метода в случае конкурентного иммуноферментного анализа ELISA. Пример показывает, что функция калибровки для конкурентного иммуноферментного анализа ELISA обычно нелинейна, но предположение о линейности может быть использовано в окрестностях минимального обнаруживаемого значения.

### 6.2 Закон распространения неопределенности

Конкурентный иммуноферментный анализ ELISA для 17-гидроксипрогестерона использован в качестве примера. Экспериментальная процедура ELISA представлена на рисунке 4. Анализ выполнен на микропланшете с 96-ю ячейками. Линия калибровки построена для микропланшета, а фактический анализ образцов выполнен на других ячейках того же самого микропланшета. Здесь проверяется неопределенность в пределах планшета.



Рисунок 4 — Экспериментальная процедура ELISA

Неопределенность конкурентного иммуноферментного анализа ELISA получена на основе конкурентной реакции между веществом проб и меченым антигеном. Отклик  $Y$  (здесь результатом измерений является поглотительная способность) пропорционален концентрации меченого антигена и антител (антисыворотка) на поверхности ячейки в микропланшете (см. [1])

$$Y_{\infty} \frac{G}{X+G} B,$$

где  $X$  — объем пробы (приведенная переменная состояния);

$G$  — количество меченого антигена;

$B$  — количество антител.

На основе применения закона распространения неопределенности (см. [3]) к процедуре анализа может быть получен квадрат коэффициента вариации  $\rho_Y(X)^2$  отклика  $Y$  (см. [1])

$$\rho_Y(X)^2 = \frac{X^2}{(X+G)^2} + (r_G^2 + r_X^2) + r_B^2 + r_S^2 + \left(\frac{\sigma_w}{Y}\right)^2, \quad (11)$$

где  $X$  — объем пробы (приведенная переменная состояния);

$Y$  — результат измерений поглощательной способности (отклик), который может быть заменен соответствующим значением функции калибровки;

$G$  — количество меченого антигена (0,1 мкг/л);

$r_X$  — коэффициент вариации отобранного пипеткой объема пробы (0,9 %);

$r_G$  — коэффициент вариации отобранного пипеткой меченого антигена (0,9 %);

$r_B$  — коэффициент вариации отобранного пипеткой объема антисыворотки (1,9 %);

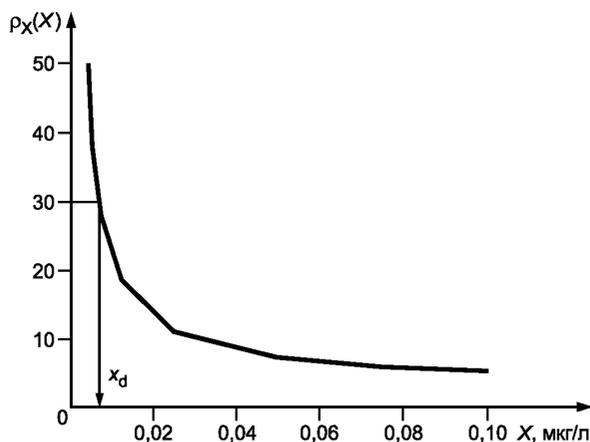
$r_S$  — (2/3) · (коэффициент вариации отобранного пипеткой объема субстратов хромогена), где коэффициент 2/3 использован для преобразования ошибки отобранного пипеткой объема в ошибку, соответствующую количеству хромогенного продукта, появляющегося на поверхности ячейки в микропланшете (0,6 %);

$\sigma_w$  — стандартное отклонение результатов измерений поглощательной способности среди ячеек микропланшета и является постоянной в пределах планшета (0,002 поглощательной способности).

Таким образом, функция прецизионности  $\rho_X(X)$  может быть вычислена по уравнению (11) в соответствии со схемой, представленной на рисунке 2.

Функция прецизионности  $\rho_X(X)$  для данного примера приведена на рисунке 5. Коэффициент вариации  $\rho_X(X)$  вычислен по уравнению (11) с фактическими параметрами, описанными выше, и выражен в процентах. В случае 5.3 минимальное обнаруживаемое значение  $x_d$  может быть определено на графике функции прецизионности (см. рисунок 5, стрелка  $x_d$ ). Значение 30 %-ного коэффициента вариации описано в п. 5.4 примечание 1.

Функции прецизионности в нормальном и полулогарифмическом масштабе дают одно и то же минимальное обнаруживаемое значение. На рисунке 5 б) не показана точка для  $X = 0$  и соответствующее значение коэффициента вариации. Однако данная ситуация не направлена на решение теоретических или практических проблем, а сводится лишь к определению коэффициента вариации в виде функции прецизионности в окрестности минимального обнаруживаемого значения.



а) Нормальный масштаб

Рисунок 5 — Коэффициент вариации приведенной переменной состояния  $\rho_X(X)$  (функция прецизионности) и минимальное обнаруживаемое значение  $x_d$  в нормальном и полулогарифмическом масштабе для конкурентного иммуноферментного анализа ELISA (Лист 1)

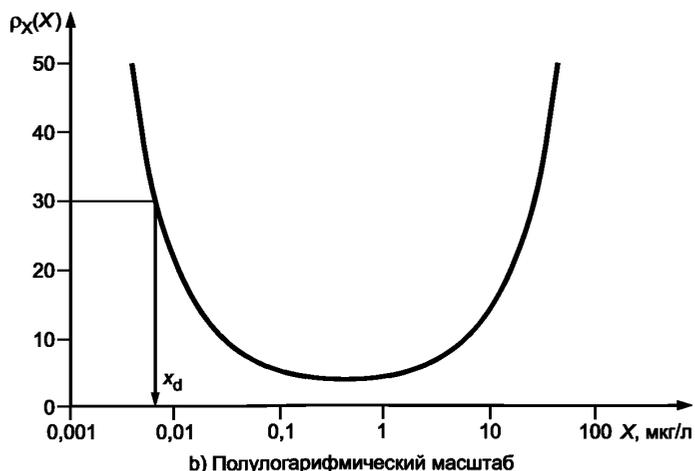


Рисунок 5 — Лист 2

### 6.3 Выбор модели

В иммунологических исследованиях дисперсия отклика может быть аппроксимирована степенной функцией (см. [2])

$$\sigma_Y(X)^2 \propto Y^j, \quad (12)$$

где  $\sigma_Y(X)$  — стандартное отклонение отклика  $Y$ . Если  $j = 0$ , то дисперсия постоянна. Если  $j = 1$ , дисперсия пропорциональна отклику. Если  $j = 2$ , коэффициент вариации  $\rho_Y(X)$  отклика постоянен, коэффициент пропорциональности может быть определен методом наименьших квадратов.

### 6.4 Применение конкурентного иммуноферментного анализа ELISA

В конкурентном иммуноферментном анализе ELISA часто используют стандартизованную кривую калибровки, называемую  $B/B_0$ , и уравнение (10), которое может быть записано в виде (см. [4])

$$\left. \left| \frac{d \left( \frac{1}{1 + \left( \frac{x}{c_2} \right)^{c_1}} \right)}{d \lg X} \right| \right|_{X=x_d} = \frac{\rho_Y(x_d)}{0,132}, \quad (13)$$

где  $\rho_Y(x_d)$  — коэффициент вариации отклика для  $X = x_d$ . Обоснование приведено в приложении С.

Минимальное обнаруживаемое значение приведенной переменной состояния может быть найдено с использованием уравнения (13). На рисунке 6 приведена полулогарифмическая кривая  $B/B_0$  для анализа конкурентным ELISA 17-гидроксипрогестерона (то же, что в примере 6.2). Если коэффициент вариации отклика должен составлять 1,9 %, коэффициент вариации для пробы с низкой концентрацией используют в качестве приближения  $[\approx \rho_Y(x_d)]$ . Уравнение (13) в этом случае дает результат 0,15 (= 0,019/0,132).

Графическая оценка  $x_d$  (см. рисунок 6):

- Этап 1. Проводят прямую линию с угловым коэффициентом, вычисленным по уравнению (13) в левосторонней системе координат;
- Этап 2. Проводят касательную к кривой  $B/B_0$  параллельно прямой, построенной на этапе 1;
- Этап 3. Опускают перпендикуляр из точки касания на ось  $X$ .

Точка пересечения перпендикуляра с осью  $X$  соответствует  $x_d$ . Метод обеспечивает почти такой же результат, как в примере 6.2 (рисунки 5 и 6).

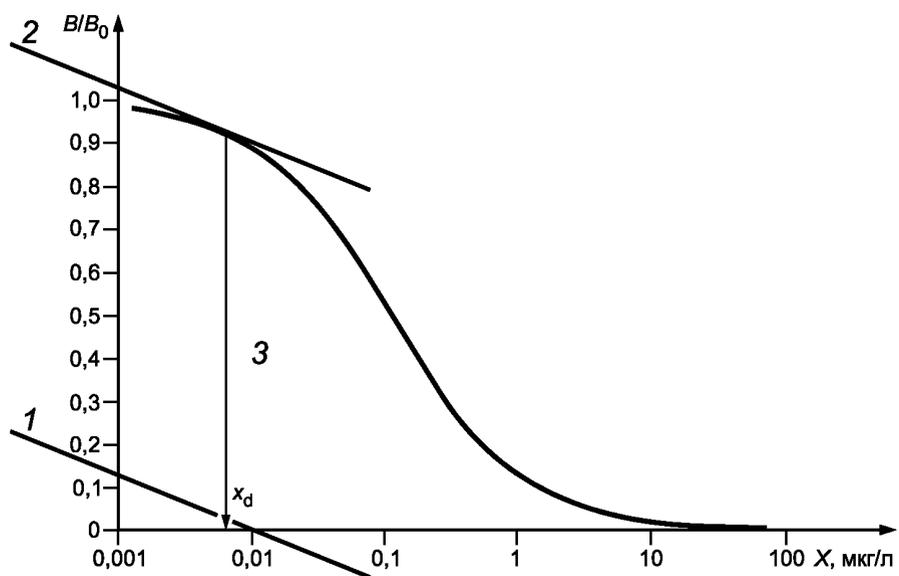


Рисунок 6 — Полулогарифмический график кривой  $B/B_0$  для конкурентного иммуноферментного анализа ELISA 17-гидроксиprogестерона

Приложение А  
(обязательное)

## Условные обозначения и сокращения, используемые в стандарте

SD	— стандартное отклонение;
CV	— коэффициент вариации (SD, деленное на среднее);
POP	— стойкий органический загрязнитель;
ELISA	— иммуноферментный анализ;
$X$	— приведенная переменная состояния;
$Y$	— отклик;
$x_c$	— критическое значение приведенной переменной состояния;
$x_d$	— минимальное обнаруживаемое значение приведенной переменной состояния;
$k_c$	— коэффициент для определения $\alpha$ ;
$k_d$	— коэффициент для определения $\beta$ ;
$\alpha$	— вероятность ошибки первого рода для $X = 0$ ;
$\beta$	— вероятность ошибки второго рода для $X = x_d$ ;
$\sigma_Y(X)$	— стандартное отклонение отклика как функция $X$ ;
$\rho_Y(X)$	— коэффициент вариации отклика как функция $X$ ;
$\sigma_X(X)$	— стандартное отклонение приведенной переменной состояния как функция $X$ ;
$\rho_X(X)$	— коэффициент вариации приведенной переменной состояния как функция $X$ ;
$ dY/dX $	— производная функции калибровки;
$B/B_0$	— отношение результатов измерений для произвольной концентрации к результатам измерений для нулевой концентрации.

**Приложение В**  
**(справочное)**

**Обоснование уравнения (9)**

Для преобразования уравнения (7) может быть использовано уравнения (1) с учетом перехода к  $\lg X$

$$\sigma_X(X) = \frac{\sigma_Y(X)}{\left| \frac{dY}{dX} \right|},$$

$$x_d = (k_c + k_d) \frac{\sigma_Y(x_d)}{\left| \frac{dY}{dX} \right|_{X=x_d}} = (k_c + k_d) \frac{\sigma_Y(x_d)}{\left| \frac{dY}{d \ln X} \right|_{X=x_d} \frac{1}{x_d}} = (k_c + k_d) \frac{\sigma_Y(x_d) x_d}{\left| \frac{dY}{d \ln X} \right|_{X=x_d}},$$

где абсолютное значение производной используют в случае, когда угловой коэффициент отрицателен. Деление на неизвестную переменную  $x_d$  обеих частей этого уравнения дает уравнение

$$\left| \frac{dY}{d \ln X} \right|_{X=x_d} = (k_c + k_d) \sigma_Y(x_d).$$

Преобразование натурального логарифма в десятичный логарифм ( $\ln X = 2,303 \cdot \lg X$ ) приводит к искомому уравнению (9) (см. [4]).

**Приложение С**  
**(справочное)**

**Обоснование уравнения (13)**

В конкурентном иммуноферментном анализе ELISA кривая калибровки представляет собой логистическую функцию четырех параметров

$$Y = \frac{C_0 - C_3}{1 + \left(\frac{X}{C_2}\right)^{C_1}} + C_3$$

и в стандартизованной форме имеет вид  $B/B_0$

$$\frac{B}{B_0} = \frac{1}{1 + \left(\frac{X}{C_2}\right)^{C_1}},$$

где  $C_0$ ,  $C_1$ ,  $C_2$  и  $C_3$  — коэффициенты, определяемые методом наименьших квадратов, соответствующие реальным данным при калибровке. Подставляя  $dY = (C_0 - C_3) dB/B_0$  в уравнение (10), получаем

$$\left| \frac{dB/B_0}{d \lg X} \right| = \frac{\sigma_Y(X)/(C_0 - C_3)}{0,132}.$$

Так как коэффициент  $C_0$  соответствует наибольшему отклику для пустой пробы ( $X = 0$ ), а  $C_3$  — наименьшему отклику при бесконечной концентрации ( $X = \infty$ ),  $\sigma_Y(X)/(C_0 - C_3)$  приблизительно равно  $\sigma_Y(X)/C_0$ . Если  $\rho_Y(X)$  имеет вид

$$\rho_Y(X) = \frac{\sigma_Y(X)}{C_0 - C_3} \approx \frac{\sigma_Y(X)}{C_0},$$

где  $\sigma_Y(X)/C_0$  — коэффициент отклика для пустой пробы  $\rho_Y(0)$ , то последние два уравнения приводят к уравнению (13) (см. также [4]).

**Приложение ДА  
(справочное)**

**Сведения о соответствии ссылочных международных стандартов национальным стандартам**

Таблица ДА.1

Обозначение ссылочного международного стандарта	Степень соответствия	Обозначение и наименование соответствующего национального стандарта
ISO 3534-1	—	*
ISO 3534-2	—	*
ISO 3534-3	—	*
ISO 5725-1	IDT	ГОСТ Р ИСО 5725-1—2002 «Точность (правильность и прецизионность) методов и результатов измерений. Часть 1. Основные положения и определения»
ISO 11843-1:1997	IDT	ГОСТ Р ИСО 11843-1—2007 «Статистические методы. Способность обнаружения. Часть 1. Термины и определения»
ISO 11843-2:2000	IDT	ГОСТ Р ИСО 11843-2—2007 «Статистические методы. Способность обнаружения. Часть 2. Методология в случае линейной калибровки»
<p>* Соответствующий национальный стандарт отсутствует. До его принятия рекомендуется использовать перевод на русский язык данного международного стандарта.</p> <p><b>П р и м е ч а н и е</b> — В настоящей таблице использованы следующие условные обозначения степени соответствия стандартов:</p> <p>IDT — идентичные стандарты.</p>		

### Библиография

- [1] HAYASHI, Y., MATSUDA, R., MAITANI, T., IMAI, K., NISHIMURA, W., ITO, K. and MAEDA, M. Precision, limit of detection and range of quantitation in competitive ELISA. *Anal. Chem.*, 76(5), 2004, pp. 1 295—1 301
- [2] DUDLEY, R.A., EDWARDS, P., EKINS, R.P., FINNEY, D.J., MCKENZIE, I.G.M., RAAB, G.M., RODBARD, D. and RODGERS, R.P.C. Guidelines for immunoassay data processing. *Clin. Chem.*, 31(8), 1985, pp. 1 264—1 271
- [3] Guide to the expression of uncertainty in measurement (GUM), BIPM, IEC, IFCC, ISO, IUPAC, IUPAP, OIML, 1993)<sup>1)</sup>
- [4] HAYASHI, Y., MATSUDA, R., ITO, K., NISHIMURA, W., IMAI, K. and MAEDA, M. Detection limit estimated from slope of calibration curve: An application to competitive Elisa. *Anal. Sci.*, 21, 2005, pp. 167—169
- [5] ISO 3534-3:1999, Statistics — Vocabulary and symbols — Part 3: Design of experiments (ИСО 3534-3:1999 Статистика. Словарь и условные обозначения. Часть 3. Планирование эксперимента)<sup>2)</sup>

---

<sup>1)</sup> Стандарт заменен на ISO/IEC Guide 98-3:2008, Uncertainty of measurement - Part 3: Guide to the expression of uncertainty in measurement (GUM:1995), которому соответствует национальный стандарт ГОСТ Р 54500.3—2011/Руководство ИСО/МЭК 98-3:2008 Неопределенность измерения. Часть 3. Руководство по выражению неопределенности измерения.

<sup>2)</sup> Официальный перевод этого стандарта находится в Федеральном информационном фонде технических регламентов и стандартов.

УДК 658.562.012.7:65.012.122:006.354

ОКС 03.120.30;  
17.020

Ключевые слова: измерение, отклик, стандартное состояние, базовое состояние, приведенная переменная состояния, калибровка, критическое значение отклика, ошибка первого рода

---

Редактор *Н.Е. Рагузина*  
Технический редактор *В.Н. Прусакова*  
Корректор *О.В. Лазарева*  
Компьютерная верстка *Е.О. Асташина*

Сдано в набор 27.03.2019. Подписано в печать 29.04.2019. Формат 60×84<sup>1</sup>/<sub>8</sub>. Гарнитура Ариал.  
Усл. печ. л. 2,32. Уч.-изд. л. 1,80.

Подготовлено на основе электронной версии, предоставленной разработчиком стандарта

---

Создано в единичном исполнении ФГУП «СТАНДАРТИНФОРМ» для комплектования Федерального информационного фонда стандартов, 117418 Москва, Нахимовский пр-т, д. 31, к. 2.  
[www.gostinfo.ru](http://www.gostinfo.ru) [info@gostinfo.ru](mailto:info@gostinfo.ru)