

prof.dr hab.inż. Jewgienij Timofijewicz WOŁODARSKIJ

Narodowy Uniwersytet Techniczny Ukrainy

dr inż. Igor Aleksandrowicz CHARCZENKO

Ukraiński Naukowo-Badawczy Instytut

Ochrony Przeciwpożarowej

NIEPEWNOŚĆ POMIARU I WIARYGODNOŚĆ BADAŃ KONTROLNYCH

НЕОПРЕДЕЛЕННОСТЬ ИЗМЕРЕНИЙ И ДОСТОВЕРНОСТЬ КОНТРОЛЬНЫХ ИСПЫТАНИЙ

При производстве случайный характер дестабилизирующих факторов и их сочетания приводят к рассеиванию значений параметров, характеризующих функциональные возможности объектов. Таким образом, можно говорить, что отклонение действительного значения параметра x от его номинального значения x_0 определяется случайной погрешностью производства, которая для определенной схемы технологического процесса характеризуется некоторым распределением возможных значений контролируемой величины $f(x)$. Исходя из функционального назначения объекта, устанавливается некоторая область пригодности с предельными значениями параметра x_n и x_b . Если истинное значение параметра находится в этой области, т.е. $x_n < x < x_b$, то объект считается пригодным для реализации предписанной ему функции.

Процедура контрольных испытаний как раз и предназначена на установления факта пригодности Π или непригодности $\bar{\Pi}$ объекта. Процедуре сравнения и принятия решений в большинстве случаев предшествует измерение (преобразование) и полученный результат сравнивается с уставками, которые отображают граничные значения допуска на параметр в форме представления результатов измерения и могут быть как аналоговыми, так и цифровыми.

Таким образом, на испытания поступает объект пригодный выполнять

предписанные функции с вероятностью $P(\Pi) = \int_{x_n}^{x_b} f(x) dx$.

Соответственно

$$P(\bar{\Pi}) = 1 - P(\Pi) = \int_{-\infty}^{x_H} f(x)dx + \int_{x_B}^{+\infty} f(x)dx.$$

Так как контролируемый параметр вначале измеряется (преобразуется), а средство измерительной техники имеет погрешность y , то со значениями x_H и x_B сравнивается не x , а $z = x + y$. По результатам сравнения принимается решение «годен» (Γ) или «не годен» ($\bar{\Gamma}$). На рисунке 1 представлены соотношения между измеряемой величиной x , результатом измерения z , граничными значениями (уставками) x_H и x_B , а также возникающими при этом событиями.

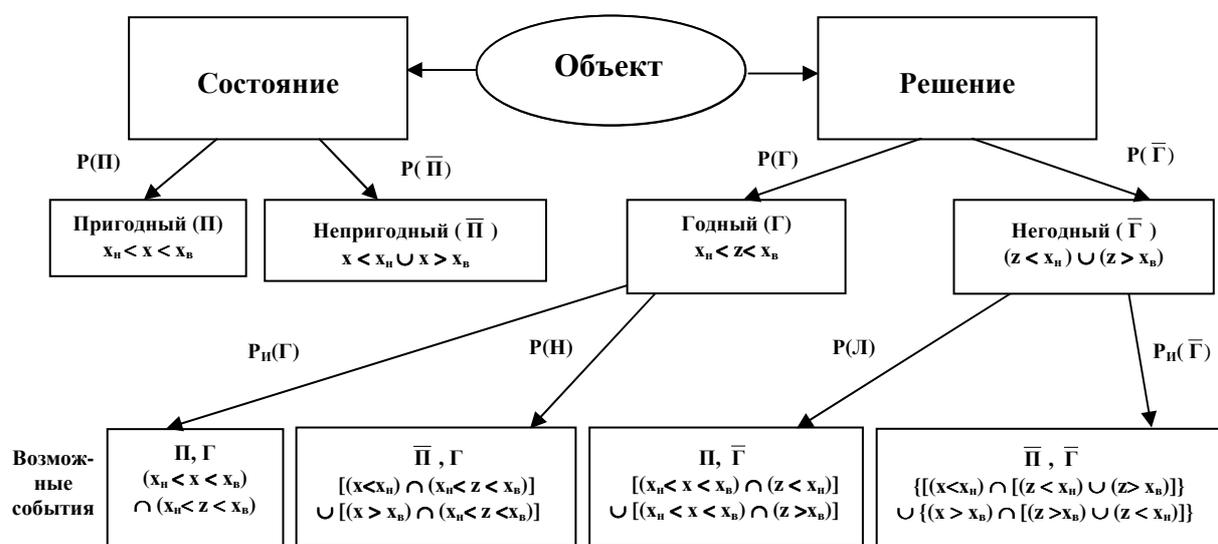


Рис. 1 Состояние объекта и решения, применяемые при контроле

Принимая во внимание, что результат z отличается от истинного значения x , то из-за наличия погрешности y могут возникнуть следующие сложные события:

Π, Γ – объект действительно пригодный (Π), решение по результатам испытаний принимается, что он «годен» (Γ). Таким образом, наличие погрешности не повлияло на решение. Это может быть, когда или x находится далеко от граничных значений, или погрешность y при измерении x приняла малые значения.

$\bar{\Pi}, \Gamma$ – объект непригодный ($\bar{\Pi}$), решение по результатам испытаний «годен» (Γ). В данном случае влияние погрешности проявилось в ошибочном решении, которое называется необнаруженным (H) отказом или риском заказчика (потребителя), или ошибка второго рода.

$\Pi, \bar{\Gamma}$ – Объект пригодный (Π), решение по результатам испытания «не годен» ($\bar{\Gamma}$). Здесь, как и в предыдущем случае имеет место влияние погрешности измерения

на результат испытаний, это проявляется в ошибочном решении, которое называется ложный (Л) отказ, или риск изготовителя, или ошибка первого рода.

$\bar{\Pi}, \bar{\Gamma}$ – Объект непригодный ($\bar{\Pi}$) и решение, соответствующее истинному состоянию, «не годен» ($\bar{\Gamma}$). В этом случае наличие погрешности не повлияло на правильность результата контроля.

Так как одно из вышерассмотренных сложных событий при испытаниях обязательно произойдет, то можно записать

$$P(\Pi, \Gamma) + P(\bar{\Pi}, \Gamma) + P(\Pi, \bar{\Gamma}) + P(\bar{\Pi}, \bar{\Gamma}) = 1.$$

Первое и последнее слагаемое отображают вероятность правильного принятия решений, соответствующих истинному состоянию объекта, соответственно $P_{и}(\Gamma)$

и $P_{и}(\bar{\Gamma})$. Два же остальных соответствуют вероятности принятия ошибочных решений: ложного отказа $P(\text{Л})$ и необнаруженного отказа $P(\text{Н})$. Правильность принимаемых при испытаниях решений характеризуется достоверностью – мерой доверия к принимаемым решениям. При абсолютно достоверном испытании вероятность правильно принимаемых решений равна единице, т.е. достоверность $D_0 = 1$. Отличие достоверности от 1 определяется вероятностью возникновения ошибочных решений $P_{ош} = P(\text{Л}) + P(\text{Н})$.

Таким образом, реальная достоверность, учитывающая влияние погрешности измерения, будет

$$D = D_0 - P_{ош} \quad \text{или} \quad D = 1 - P(\text{Л}) - P(\text{Н})$$

Причем «вес» каждой из составляющих ошибочных решений может быть разным в зависимости от функционального назначения испытываемого объекта. Так в случае испытания объектов на пожаробезопасность вторая составляющая – необнаруженный отказ, практически недопустима.

Итак, качество контроля определяется неопределенностью результата, его достоверностью. Качество процедуры измерения характеризуется погрешностью средства измерительной техники, его конструктивными и схемотехническими решениями. Чтобы обеспечить надежность результата измерения (уменьшить влияние случайных величин) проводят серию из n наблюдений и приходят к точечной оценке

$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$ измеряемой величины, которая позволяет затем перейти к интервальной

оценке измеряемой величины [1]. При этом предполагается, что всегда можно указать некоторое значение ε , для которого будет выполняться неравенство

$$P(|x_u - \bar{x}| < \varepsilon) = 1 - \alpha \quad (1)$$

где x_u - истинное значение измеряемой величины, α - уровень статистической значимости.

Иными словами отклонение полученной оценки от истинного значения измеряемой величины с доверительной вероятностью $P_{\text{доп}} = 1 - \alpha$ не будет превышать значение ε . Таким образом, интервальная оценка свидетельствует о том, с какой вероятностью $P_{\text{доп}}$ интервал, длина и расположение которого может изменяться от эксперимента к эксперименту, будет покрывать истинное значение x_u измеряемой величины.

При появлении новых, нетрадиционных объектов измерения в аналитической химии, медицине, психологии, социологии возникла необходимость во введении новых характеристик, оценивающих качество измерения. Это привело к введению в международную метрологическую практику понятия «неопределенность измерений» [2, 3].

Главное отличие концепции неопределенности измерения от концепции погрешности результата заключается, во-первых, в отходе от понятия истинное значение, как такового, которое не поддается познанию. Во-вторых, распределение компонентов (составляющих) неопределенности осуществляется не в соответствии с характером их проявления (систематические или случайные), а по способу их оценивания.

Различие концепций погрешности и неопределенности вытекает из выражения (1). Так при оценивании истинного значения x_u при помощи доверительного интервала приходим к выражению:

$$\bar{x} - \varepsilon_{1-\frac{\alpha}{2}} < x_u < \bar{x} + \varepsilon_{1-\frac{\alpha}{2}},$$

т.е. интервал с «концами» $\left(\bar{x} - \varepsilon_{1-\frac{\alpha}{2}} \right), \left(\bar{x} + \varepsilon_{1-\frac{\alpha}{2}} \right)$ с вероятностью $(1 - \alpha)$ покрывает

детерминированное значение измеряемой величины x_u . Здесь $\varepsilon_{1-\frac{\alpha}{2}} = k\sigma$ есть $\left(1 - \frac{\alpha}{2} \right)$ квантиль распределения Стьюдента (или при большом n Лапласа), σ - среднеквадратическое отклонение результатов измерений x_i ($i = 1, \bar{n}$).

Если же представить неравенство (1) относительно \bar{x} , то приходим к выражению:

$$x_u - \varepsilon_{1-\frac{\alpha}{2}} < \bar{x} < x_u + \varepsilon_{1-\frac{\alpha}{2}}.$$

Отсюда следует, что интервал длиной $2\varepsilon_{1-\frac{\alpha}{2}}$ включает в себя \bar{x} . Следовательно,

интервал $\left(\bar{x} - \varepsilon_{1-\frac{\alpha}{2}}\right); \left(\bar{x} + \varepsilon_{1-\frac{\alpha}{2}}\right)$, симметрично расположенный по отношению

к полученному результату \bar{x} , включает в себя $(1-\alpha)\%$ возможных значений измеряемой величины, рассеянных по отношению к центру распределения \bar{x} . При этом речь не идет ни о каком истинном значении. Иными словами результат \bar{x} мог быть получен с вероятностью $(1-\alpha)$ при измерении одного из возможных значений

измеряемой величины, находящейся в интервале $\left(\bar{x} - \varepsilon_{1-\frac{\alpha}{2}}\right); \left(\bar{x} + \varepsilon_{1-\frac{\alpha}{2}}\right)$. Причем концы

этого интервала зафиксированы, в отличие от случая использования доверительного интервала.

Из такого подхода как раз и вытекает данное в [2, 3] определение: «неопределенность это параметр, связанный с результатом измерений и характеризующий рассеяние значений, которые могли бы быть обоснованно приписаны измеряемой величине». И, как было отмечено, концепция неопределенности не использует понятия истинного значения, так как рассматривает отклонение по отношению к среднему, а не к истинному значению.

В зависимости от способа оценивания неопределенности в [2, 3] вводятся неопределенность типа A и неопределенность типа B , которые обозначаются соответственно U_A и U_B .

Исходными данными для вычисления U_A являются результаты многократных измерений. При этом стандартная неопределенность единичного измерения вычисляется по формуле

$$U_A = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}, \quad (2)$$

а стандартную неопределенность измерений входной величины, при которых результат определяется как среднее арифметическое \bar{x} , вычисляют по формуле

$$U_A(x) = \sqrt{\frac{1}{n(n-1)} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}.$$

При определении неопределенности типа B , в отличие от неопределенности типа A , используют априорные данные, такие как сведения изготовителя средств измерительной техники (СИТ): класс точности, предельные составляющие погрешности, данные поверки, калибровки, сведения о виде распределения вероятностей и т. п. Неопределенности этих исходных данных обычно представляются в виде границ отклонения значений величины от ее оценки. Наиболее распространенный способ формализации неполного знания о значении величины в предположении равномерного закона распределения возможных значений этой величины в указанных нижней x_n и верхней x_g границах измеряемой величины. При этом стандартная неопределенность вычисляется по формуле:

$$U_B(x) = \frac{x_g - x_n}{2\sqrt{3}}.$$

При проведении контрольных испытаний почти всегда отсутствует возможность проводить n измерений. Поэтому при наличии существенного влияния случайных величин на результат говорить о погрешности измерения нет смысла. Использование же выражения (2) для определения стандартной неопределенности единичного измерения невозможно, т.к. мы не располагаем средним значением \bar{x} . Здесь о влиянии случайных величин можно судить лишь оперируя некоторыми граничными значениями возможного рассеивания результатов и вероятностью, с которой эти рассеяния будут находиться в данных границах. Таким образом приходим к неопределенности типа B , а для вычисления стандартной неопределенности $U_B(x)$ следует исходить не из равномерного, а из нормального закона распределения.

Источником неопределенности результата измерения является также и не исключенное влияние величин, носящее систематический характер. Обобщенной характеристикой СИТ является класс его точности. Класс точности определяется границами основной и дополнительной погрешностей, т.е. границами, в пределах которых находится систематическая составляющая погрешности Δ_0 . Как уже отмечалось, это влияние может быть представлено в виде стандартной неопределенности типа B .

Предположим, что класс точности выражается двухчленной формулой [1], тогда:

$$\Delta_0 = \pm(a + bx),$$

где: a – аддитивная составляющая погрешности; bx – мультипликативная составляющая погрешности.

Тогда результата измерения можно записать как:

$$y = \varphi(x) = x \pm (a + bx),$$

или

$$x = \varphi(x) \mp (a + bx),$$

т.е. значение измеряемой величины лежит в интервале неопределенности

$$[\varphi(x) - (a + bx)]; [\varphi(x) + (a + bx)].$$

Качество контроля характеризуется достоверностью, которая зависит от соотношения и взаимного расположения допускового интервала $(x_g \div x_n)$ и интервала неопределенности, длина которого будет

$$[\varphi(x) - (a + bx)] - [\varphi(x) + (a + bx)] = 2(a + bx).$$

Следовательно, используя интервал неопределенности измерений можно определить границы неопределенности результатов контроля, т. е. определить границы областей, где может сказываться влияние СИТ на результат контроля (на рис. 2 заштрихованные области).

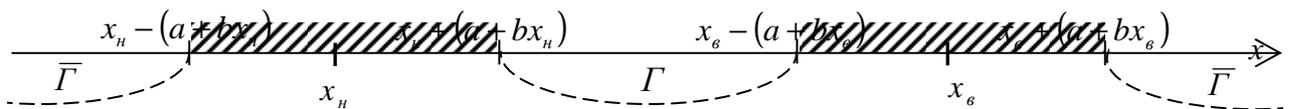


Рис. 2 – Зоны неопределенности и достоверного принятия решений

Это приводит к алгоритму адаптивного контроля, позволяющему минимизировать ошибочные решения. Действительно, при «попадании» результата в интервал $[x_n + (a + bx_n)], [x_g - (a + bx_g)]$ принимается достоверное решение «годен» Γ . Если же результат измерения будет меньше $[x_n - (a + bx_n)]$ или больше $[x_g + (a + bx_g)]$, то будет приниматься достоверное решение «не годен» $\bar{\Gamma}$.

Аналогичным образом, можно, используя стандартную неопределенность типа А, представить интервал неопределенности результатов контроля и на его основе построить алгоритм адаптивного контроля [4].

В заключение следует заметить, что, учитывая свойство аддитивности вероятностей, можно, используя понятие неопределенности измерений, учитывать идеальное и суммарное влияние случайных и систематических факторов при контроле, где вероятность ошибочных решений определяется площадью под кривой распределения возможных значений контролируемой величины на интервалах, соответствующих ошибочным решениям.

Литература

- 1 Орнатский П.П. Теоретические основы информационно-измерительной техники. – Киев: Вища школа, 1983 – 455 с.
- 2 Guide to the Expression of Uncertainly Measurement: First edition. – ISO. Switzerland, 1993.
- 3 Государственная система обеспечения единства измерений. РМГЧЗ – 2001. Применение «Руководства по неопределенности измерений». – Минск: Издательство стандартов. 2003. – 19 с.
- 4 Володарський Є.Т., Кухарчук В.В., Поджаренко В.О., Сердюк Г.Б. Метрологічне забезпечення вимірювань і контролю. – Вінниця: Велес, 2001. – 219 с.