

УДК 621.311.22

**КОНТРОЛЬ ДОСТОВЕРНОСТИ ДУБЛИРОВАННЫХ ИЗМЕРЕНИЙ
В УСЛОВИЯХ НЕОПРЕДЕЛЕННОСТИ**

Докт. техн. наук, проф. АНИЩЕНКО В. А.

Белорусский национальный технический университет

Актуальность дублирования ответственных измерений в энергетических системах обусловлена увеличением числа объектов (в первую очередь, атомных электростанций), аварии на которых не только приводят к значительному недоотпуску потребителям электрической и тепловой энергии, но и представляют большую опасность для обслуживающего персонала и окружающей среды. Недостоверная информация о значениях контролируемых переменных может быть причиной как ложной тревоги о воз-

никновении аварийного режима, так и неверных действий оперативного персонала по ликвидации аварии. В нормальных условиях недостоверные измерения приводят к ухудшению экономичности работы оборудования и искажают результаты расчетов технико-экономических показателей электрических станций и энергосистемы в целом.

Оперативный контроль достоверности измерений, производимый в темпе технологического процесса, состоит из двух последовательных этапов. На первом этапе выявляется факт наличия грубой погрешности, на втором – идентифицируется неисправный измерительный канал. При этом не должна исключаться возможность одновременных отказов нескольких каналов.

Источником информации, необходимой для проведения контроля достоверности, могут служить характеристики как средств измерений, так и самой контролируемой технологической переменной. Однако на практике почти всегда эта информация неполная или носит неопределенный характер.

Первой причиной нехватки информации могут быть несоответствие точности средств измерений расчетным (паспортным) данным, неточное знание законов распределения погрешностей измерений, а также неполнота или полное отсутствие данных о средних значениях, диапазонах и законах распределения измеряемых переменных. Нехватка информации, обусловленная этими факторами, носит преимущественно онтологический характер и в определенной степени может быть восполнена обработкой дополнительной априорной статистической информации о средствах измерений и контролируемых переменных.

Вторая причина информационной неопределенности – гносеологическая. Она обусловлена размытостью понятия грубой погрешности измерения. Сложность формализации этого базового понятия связана с неопределенностью, возникающей при выборе квантили, определяющей степень усечения кривых распределения плотностей вероятностей погрешностей измерений, что ведет к субъективным решениям о недостоверности или достоверности показаний измерительных приборов [1, 2].

Однопризнаковый контроль достоверности при неопределенной информации о средствах измерений и полном отсутствии информации о характеристиках измеряемых переменных. Условие достоверности обоих дублированных измерений x_1 и x_2 , произведенных в один и тот же момент времени, имеет вид

$$|\delta x| \leq \delta_{\text{доп}} \quad (1)$$

где δx – фактическая; $\delta_{\text{доп}}$ – допустимая невязка измерений.

Фактическая невязка определяется как разность показаний приборов, т. е. их погрешностей Δx_1 и Δx_2 :

$$\delta x = x_1 - x_2 = x + \Delta x_1 - x - \Delta x_2 = \Delta x_1 - \Delta x_2, \quad (2)$$

где x – истинное значение контролируемой переменной.

Допустимая невязка зависит от точности измерительных приборов

$$\delta_{\text{доп}} = k_{\Sigma} \sigma_{\Sigma} = k_{\Sigma} \sqrt{\sigma_1^2 + \sigma_2^2}, \quad (3)$$

где k_{Σ} – квантиль, определяющая степень усечения (значимость) кривой распределения плотностей невязки; σ_{Σ} – среднеквадратичное значение невязки; σ_1, σ_2 – среднеквадратичные случайные погрешности измерений первым и вторым приборами, рассчитываемые в зависимости от относительных погрешностей α_1 и α_2 средств измерений (датчиков информации и информационно-измерительных каналов в целом):

$$\sigma_1 = \frac{1}{k_1} \alpha_1 A; \quad \sigma_2 = \frac{1}{k_2} \alpha_2 A, \quad (4)$$

где A – максимально возможное значение измеряемой переменной; k_1, k_2 – квантили, определяющие значимости кривых распределения плотностей случайных погрешностей первого и второго приборов.

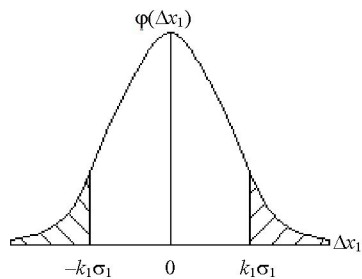


Рис. 1

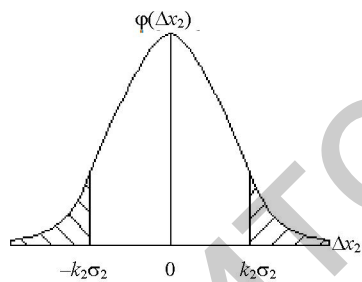


Рис. 2

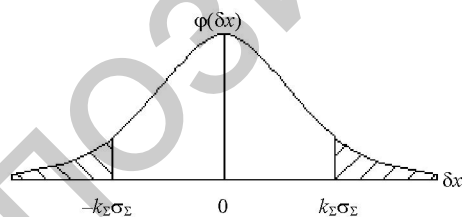


Рис. 3

На рис. 1 и 2 показаны кривые плотностей нормального распределения погрешностей первого $\varphi(\Delta x_1)$ и второго $\varphi(\Delta x_2)$ приборов, а на рис. 3 – кривая распределения невязки $\varphi(\delta x)$.

Квантили связаны между собой соотношением

$$k_{\Sigma} = \frac{k_1 \sigma_1 + k_2 \sigma_2}{\sqrt{\sigma_1^2 + \sigma_2^2}}. \quad (5)$$

Для идентичных дублированных приборов ($k_1 = k_2 = k$ и $\sigma_1 = \sigma_2 = \sigma$) получаем

$$k_{\Sigma} = \sqrt{2}k. \quad (6)$$

Степень усечения «хвостов» распределений (заштрихованные площадки на рис. 1–3) – спорный вопрос. Выбор значений квантилей носит субъективный характер, и обосновать его при отсутствии информации о влияниях усечения на принимаемые решения о достоверности или недостоверности измерений и вызываемого ими соответствующего технологического ущерба не представляется возможным.

Максимум того, что можно предпринять в такой ситуации, это обеспечить инвариантность устраняемых «хвостов» по отношению к различным законам распределения погрешностей измерений и их невязки. Часто принимаемое предположение о нормальном (гауссовом) распределении погрешностей далеко не всегда соответствует действительности. Анализ

встречающихся на практике погрешностей свидетельствует о большом разнообразии законов их распределения [3]. Это приводит к тому, что одному и тому же значению квантили k_{Σ} могут соответствовать разные значения интегральной функции распределения $\Phi(k_{\Sigma})$, характеризующей вероятность устранения «хвостов» распределений невязок:

$$\Phi(k_{\Sigma}) = \rho(|\delta x| \geq k_{\Sigma} \sigma_{\Sigma}). \quad (7)$$

Рассмотрим наиболее характерные симметричные распределения погрешностей. Для равномерного (прямоугольного) распределения функция (7) раскрывается следующим образом [4]:

$$\Phi(k_{\Sigma}) = 2 - \frac{k_{\Sigma} + \sqrt{3}}{\sqrt{3}}. \quad (8)$$

Для нормального распределения получаем

$$\Phi(k_{\Sigma}) = \frac{2}{\sqrt{2\pi}} \int_{k_{\Sigma}}^{\infty} e^{-\frac{u^2}{2}} du, \quad (9)$$

и для экспоненциального (лапласова) распределения

$$\Phi(k_{\Sigma}) = e^{-\sqrt{2}k_{\Sigma}}. \quad (10)$$

Тогда, например, при $k_{\Sigma} = 2$ имеем значения функции $\Phi(k_{\Sigma})$, равные 0,307 при равномерном распределении; 0,27 – при нормальном и 0,183 – при экспоненциальном (рис. 4).

Согласно исследованиям ряда метрологов, обобщенных в [3], среди различных произвольно назначенных доверительных интегральных вероятностей есть одно значение, при котором кривые функций распределения пересекаются. Расчеты показали, что для рассмотренных выше распределений (7)–(9) $\Phi(k_{\Sigma}) = 0,11$, что соответствует квантили

$$k_{\Sigma} = \frac{\delta x^*}{\sigma_{\Sigma}} = 1,55. \quad (11)$$

Приняв допустимую невязку $\delta_{\text{доп}} = \delta x^*$, получаем инвариантное по отношению к законам распределения погрешностей измерений условие достоверности дублированных измерений

$$|\delta x| \leq 1,55 \sigma_{\Sigma}. \quad (12)$$

Если условие (12) соблюдается, то определяем как более точное осредненное значение достоверных измерений

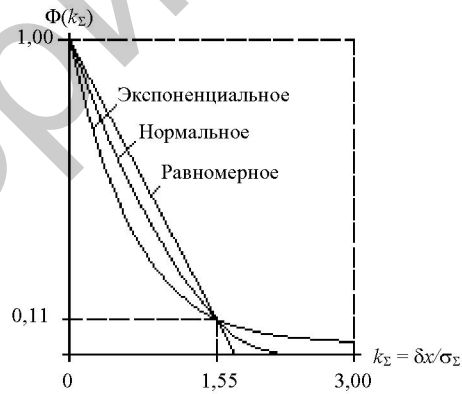


Рис. 4

$$\bar{x} = \frac{\sigma_2^2 x_1 + \sigma_1^2 x_2}{\sigma_1^2 + \sigma_2^2}. \quad (13)$$

Если измерительные приборы идентичны, то имеем

$$\bar{x} = \frac{1}{2}(x_1 + x_2). \quad (14)$$

Идентификация какого-то одного или обоих недостоверных измерений при невыполнении условия (12) невозможна.

Трехпризнаковый контроль достоверности при неопределенной информации о средствах измерений и измеряемых переменных. Предполагается, что дополнительно известен диапазон возможных в нормальном режиме работы значений контролируемой переменной. В этом случае возможен коллективный (многопризнаковый) контроль достоверности, основанный на использовании одновременно нескольких диагностических признаков и совместной обработки результатов контроля по всем этим признакам. Такой подход позволяет повысить вероятность обнаружения недостоверных измерений и точность их идентификации [5].

В качестве первого признака достоверности принимаем условие (12), характеризующее средства измерений. Второй и третий признаки учитывают известные нижнюю a и верхнюю b границы диапазона возможных истинных значений измеряемой переменной. Эти границы определяются статистической обработкой ретроспективных данных о значениях переменной. Условия достоверности измерений по второму и третьему признакам имеют вид:

$$\alpha \leq x_1 \leq \beta, \quad (15)$$

$$\alpha \leq x_2 \leq \beta, \quad (16)$$

где α , β – нижняя и верхняя границы решения о достоверности измерений ($\alpha \geq a$, $\beta \leq b$).

Максимальное значение необнаруженной погрешности будет при $\alpha = a$ и $\beta = b$

$$\Delta x_{1(2)}^{\max} = b - a. \quad (17)$$

В большинстве практических случаев диапазон $(b-a)$ намного превышает допустимую невязку измерений $\delta_{\text{доп}}$, что приводит к недопустимо большой величине необнаруженной погрешности при контроле по условиям (15) и (16). Для повышения разрешающей способности контроля целесообразно сузить границы принятия решения о достоверности, т. е. принять $\alpha > a$ и $\beta < b$. Вероятность пропуска (необнаружения) грубой погрешности и максимальное значение последней $\Delta x_{1(2)}^{\max}$ при этом уменьшаются.

Однако возрастет вероятность ложной тревоги, т. е. ошибочного решения о недопустимо большой погрешности измерения. В [6] было предложено оптимизировать границы принятия решения α и β по критерию минимума средней цены многократного распознавания недостоверных измерений C_{cp} (критерий Байеса)

$$C_{\text{ср}} = (1 - q)C_{\text{лт}}F_{\text{лт}} + qC_{\text{пр}}F_{\text{пр}} = \min, \quad (18)$$

где q – априорная вероятность грубой погрешности измерения; $C_{\text{лт}}$ – цена ошибки принятия решения первого рода (ложной тревоги); $C_{\text{пр}}$ – то же второго рода (пропуска грубой погрешности); $F_{\text{лт}}$ – вероятность ложной тревоги; $F_{\text{пр}}$ – то же пропуска грубой погрешности.

Вероятность ложной тревоги определяется выражением

$$F_{\text{лт}} = \int_a^{\alpha} \varphi(x_{1(2)}^{\text{д}}) dx + \int_{\beta}^b \varphi(x_{1(2)}^{\text{д}}) dx, \quad (19)$$

а вероятность пропуска грубой погрешности

$$F_{\text{пр}} = \int_{\alpha}^{\beta} \varphi(x_{1(2)}^{\text{нд}}) dx, \quad (20)$$

где $\varphi(x_{1(2)}^{\text{д}})$, $\varphi(x_{1(2)}^{\text{нд}})$ – плотности распределения вероятностей соответственно достоверных $x_{1(2)}^{\text{д}}$ и недостоверных $x_{1(2)}^{\text{нд}}$ результатов измерений.

В подобных дихотомических задачах часто принимают цену пропуска грубой погрешности, намного превышающей цену ложной тревоги [7]. В [8] была показана возможность определять оптимальное соотношение цен ошибочных решений в зависимости от границ α и β исходя из сопоставления погрешности недостоверного измерения и погрешности замещающего его значения переменной. Методика выбора замещающего значения подробно рассмотрена в [9].

Принципиальная трудность контроля достоверности по критерию (18) состоит в обосновании априорной вероятности грубой погрешности q из-за неопределенности понятия этой погрешности. Границы принятия решения α и β зависят от величины q , которая в свою очередь определяется на основе ретроспективных результатов контроля, произведенного по этим же границам. Для выхода из этого замкнутого круга было предложено [1, 2] заменить критерий (18) на критерий минимакса вида

$$C_{\text{ср}} = (1 - q)C_{\text{лт}}F_{\text{лт}} + qC_{\text{пр}}F_{\text{пр}} = \min \max, \quad 0 \leq q \leq 1, \quad (21)$$

гарантирующий минимум цены многократного распознавания недостоверных измерений $C_{\text{ср}}$ среди максимальных цен, вызванных наиболее неблагоприятной величиной априорной вероятности грубой погрешности.

Критерий (21) позволяет отстраниться от проблемы однозначного определения понятия грубой погрешности, правда, за счет определенного снижения эффективности производимого таким способом контроля, что может отрицательно сказаться на работе устройств автоматики и качестве ведения технологического процесса.

Разрешающая способность контроля достоверности по условию (12) может намного превысить разрешающую способность контроля по условиям (15), (16), поскольку во многих случаях $\delta_{\text{доп}} \ll (\beta - \alpha)$. Однако если погрешности измерений Δx_1 и Δx_2 имеют одинаковые знаки, то они при определении невязки взаимно компенсируются, что увеличивает вероятность необнаружения больших погрешностей при контроле по условию (12).

К тому же допустимая невязка $\delta_{\text{доп}}$ может назначаться из чисто метрологи-

ческих соображений и не имеет технологического обоснования, так как не учитывает пределы, в которых находится контролируемая переменная.

Учитывая достоинства и недостатки рассмотренных признаков, можно с определенной уверенностью предположить сопоставимость значимости этих признаков для контроля достоверности.

Окончательное решение о достоверности обоих дублированных измерений принимается в соответствии с логической схемой «И», т. е. при выполнении всех трех условий (12), (15), (16).

В [10] контроль дублированных измерений был назван двухпризнаковым, поскольку не учитывалась возможность недостоверности обоих измерений в одно и то же время. Однако не исключена вероятность множественных (зависимых) отказов информационно-измерительных каналов. По данным [11], их доля может достигать 20 % от общего числа отказов. В настоящей работе учитывается эта возможность и уместно назвать такой контроль трехпризнаковым.

Если не выполняется хотя бы одно из трех условий (12), (15), (16), констатируется факт наличия одного или обоих недостоверных измерений – первый этап контроля. Поскольку условия достоверности (15), (16) носят двусторонний характер, идентификация недостоверных измерений производится по семи признакам (табл. 1). Алгоритм идентификации представлен в полной, не минимизированной форме, что позволяет наглядно показать логику принятия того или иного решения. Прочерки в табл. 1 означают, что данные признаки несущественны для идентификации в соответствующих вариантах.

Таблица 1

Идентификация недостоверных измерений

№ варианта	Недостоверные измерения	$ \delta x \geq \delta_{\text{доп}} ?$	$x_1 < \alpha ?$	$x_1 > \beta ?$	$x_2 < \alpha ?$	$x_2 > \beta ?$	$x_1 < x_2 ?$	$ x_1 - \alpha < x_2 - \beta ?$
1	x_1	–	Да	Нет	Нет	Нет	–	–
2	x_1	–	Нет	Да	Нет	Нет	–	–
3	x_2	–	Нет	Нет	Да	Нет	–	–
4	x_2	–	Нет	Нет	Нет	Да	–	–
5	x_1	Да	Нет	Нет	Нет	Нет	Да	Да
6	x_2	Да	Нет	Нет	Нет	Нет	Да	Нет
7	x_2	Да	Нет	Нет	Нет	Нет	Нет	Да
8	x_1	Да	Нет	Нет	Нет	Нет	Нет	Нет
9	x_2	Нет	Да	Нет	Нет	Да	–	Да
10	x_1	Нет	Нет	Да	Да	Нет	–	Нет
11	x_1	Нет	Да	Нет	Нет	Да	–	Нет
12	x_2	Нет	Нет	Да	Да	Нет	–	Да
13	x_1 и x_2	Да	Да	Нет	Нет	Да	–	–
14	x_1 и x_2	Да	Нет	Да	Да	Нет	–	–
15	x_1 и x_2	Нет	Да	Нет	Да	Нет	–	–
16	x_1 и x_2	Нет	Нет	Да	Нет	Да	–	–

Неопределенность исходных данных приводит к тому, что ценность результатов идентификации недостоверных измерений, приведенных в табл. 1, неодинакова. Например, есть все основания полагать, что в вариантах

№ 13 и 14 недостоверны одновременно оба измерения, так как все признаки дают согласованный ответ. Результаты идентификации в вариантах № 9–12 (табл. 1) гораздо менее убедительны, поскольку причиной того, что невязка измерений не превышает допустимую величину, могут быть и большие погрешности обоих измерений, достаточно близкие одному и взаимно компенсирующиеся при определении невязки. Поэтому не исключена некоторая вероятность того, что в вариантах № 9–12 недостоверно не одно, а оба измерения.

Дальнейшее повышение эффективности контроля достоверности измеряемых технологических переменных требует привлечения дополнительных исходных данных, например информации о динамике изменений во времени переменных.

ВЫВОД

Разработан метод оперативного контроля достоверности результатов дублированных измерений ответственных технологических переменных, характеризующих режимы работы и состояния оборудования в энергетических системах. Метод позволяет выявлять наличие недостоверных измерений и идентифицировать их в условиях дефицита и неопределенности исходной информации о средствах измерений и контролируемых переменных.

ЛИТЕРАТУРА

1. А н и щ е н к о, В. А. Контроль достоверности измерений в энергетических системах на основе теории статистических решений / В. А. Анищенко // Энергетика... (Изв. высш. учеб. заведений и энерг. объединений СНГ). – 2003. – № 6. – С. 5–21.
2. А н и щ е н к о, В. А. О понятии достоверности измерения при контроле режимов рабочих энергетических объектов / В. А. Анищенко // Энергетика... (Изв. высш. учеб. заведений и энерг. объединений СНГ). – 2005. – № 2. – С. 15–21.
3. Н о в и ц к и й, П. В. Оценка погрешностей результатов измерений / П. В. Новицкий, И. А. Зограф. – Л.: Энергоатомиздат, 1985. – 248 с.
4. К о р н, Г. Справочник по математике: для научных работников и инженеров / Г. Корн, Т. Корн. – М.: Наука, 1974. – 832 с.
5. А н и щ е н к о, В. А. Семантический коллективный контроль достоверности измерительной информации в системах электро-, тепло- и газоснабжения / В. А. Анищенко // Энергетика... (Изв. высш. учеб. заведений и энерг. объединений СНГ). – 2001. – № 4. – С. 3–9.
6. К о н т р о л ь достоверности оперативной информации в автоматизированной системе диспетчерского управления электрической системой / И. О. Кнеллер [и др.] // Электричество. – 1977. – № 4. – С. 5–10.
7. Г о р е л и к, А. Л. Построения систем распознавания / А. Л. Горелик, В. А. Скрипкин. – М.: Советское радио, 1977. – 222 с.
8. А н и щ е н к о, В. А. К задаче контроля достоверности информации в АСУ ТП электростанции / В. А. Анищенко // Энергетика... (Изв. высш. учеб. заведений). – 1985. – № 8. – С. 16–20.
9. А н и щ е н к о, В. А. Выбор замещающих значений при обнаружении недостоверных измерений аналоговых переменных / В. А. Анищенко, А. В. Горош // Энергетика... (Изв. высш. учеб. заведений и энерг. объединений СНГ). – 2001. – № 1. – С. 25–31.
10. А н и щ е н к о, В. А. Двухпризнаковый контроль достоверности информации в АСУ ТП / В. А. Анищенко // Энергетика... (Изв. высш. учеб. заведений). – 1988. – № 8. – С. 42–44.
11. Д и л л о н, Б. Инженерные методы обеспечения надежности систем / Б. Диллон, Ч. Сингх. – М.: Мир, 1984. – 318 с.

Представлена кафедрой
электроснабжения

Поступила 25.05.2009