УДК 621.311.22

ДОСТОВЕРНОСТЬ ДУБЛИРОВАННЫХ ИЗМЕРЕНИЙ ЭНЕРГЕТИЧЕСКИХ ПЕРЕМЕННЫХ

Докт. техн. наук, проф. АНИЩЕНКО В. А., асп. НЕМКОВИЧ А. С.

Белорусский национальный технический университет

Постановка задачи. Увеличение сложности и единичных мощностей энергетических объектов, например энергоблоков атомных электростанций, аварии на которых ведут к значительному недоотпуску потребителям электрической и тепловой энергии и представляют большую опасность для обслуживающего персонала и экологии окружающей среды, определяет актуальность достоверности измерительной информации о значениях технологичеких переменных, характеризующих состояние и режимы работы объектов. Недостоверные измеряемые данные могут привести к необнаружению неисправностей оборудования, неверной работе противоаварийной автоматики и ошибочным действиям оперативного персонала при возникновении аварий и в процессе ликвидации их последствий. Недостоверная информация также может стать причиной ложной тревоги о якобы аварийных ситуациях, что приведет к отрицательным последствиям. В нормальных режимах работы недостоверные данные ухудшают качество ведения и экономичность технологического процесса, снижают точность определения технико-экономических показателей энергетического оборудования.

Одним из способов повышения достоверности измерений является их дублирование. При этом возникает вопрос о том, где провести границу между понятиями достоверности и недостоверности применительно как к результату каждого из дублированных измерений, так и к их невязке (небалансу). В настоящей публикации предлагается методика организации контроля достоверности дублированных измерений, основанная на формализации понятий достоверности и недостоверности исходя из их влияния на точность определения значения контролируемой переменной с учетом вероятностных характеристик переменной и погрешности ее измерений.

Математическая модель дублированных измерений. Фактическая невязка одновременно (в момент времени t) произведенных измерений двумя приборами одной переменной $x(t)$ представляет собой разность показаний первого $\overline{x}_1(t)$ и второго $\overline{x}_2(t)$ приборов, т. е. их погрешностей $\delta x_1(t)$ и $\delta x_2(t)$:

$$\Delta x(t) = \overline{x}_1(t) - \overline{x}_2(t) = \delta x_1(t) - \delta x_2(t). \qquad (1)$$

Под достоверными понимают результаты измерений, погрешность которых не выходит за пределы расчетных значений. Условие достоверности дублированных измерений имеет вид

$$|\Delta x(t)| \le \Delta x_{\text{доп}}, \qquad (2)$$

где $\Delta x_{\text{доп}}$ – допустимая невязка измерений, зависящая от точности измерительной аппаратуры,

$$\Delta x_{\text{доп}} = k_{\Delta x} \sigma_{\Delta x}, \qquad (3)$$

где $k_{\Delta x}$ – квантиль, определяющий степень усечения (значимость) кривой распределения плотности невязки; $\sigma_{\Delta x}$ – среднеквадратичное значение навязки, рассчитываемое по формуле

$$\sigma_{\Delta x} = \sqrt{\sigma_{1x}{}^2 + \sigma_{2x}{}^2}, \qquad (4)$$

где σ_{1x}, σ_{2x} – среднеквадратичные случайные погрешности измерений первым и вторым приборами, определяемые по формулам:

$$\sigma_{1x} = \frac{1}{k_{1x}} \alpha_1 A_1; \quad \sigma_{2x} = \frac{1}{k_{2x}} \alpha_2 A_2, \qquad (5)$$

где α_1, α_2 – относительные погрешности приборов, учитывающие наряду с их классами точности погрешности измерительных трансформаторов тока и напряжения и каналов передачи данных; A_1, A_2 – диапазоны шкал измерительных приборов.

Какая доля отбрасываемых при усечении «хвостов» распределений погрешностей измерений и их невязки допустима, – вопрос, однозначного удовлетворительного решения которого специалисты в области метрологии и измерительной техники не дают. Понятия достоверности и недостоверности измерений непосредственно связаны с выбором квантилей $k_{\Delta x}$, k_{1x}, k_{2x}. Их уменьшение приводит к росту вероятности решения о недостоверности произведенных измерений и соответственно к снижению вероятности решения об их достоверности. Напротив, увеличение квантилей снижает вероятность решения о недостоверности и увеличивает вероятность решения о достоверности измерений.

При одной и той же доле неучитываемых «хвостов» распределений погрешностей измерений и их невязки квантили связаны между собой соотношением

$$k_{\Delta x} = \frac{k_{1x}\sigma_{1x} + k_{2x}\sigma_{2x}}{\sqrt{\sigma_{1x}{}^2 + \sigma_{2x}{}^2}}. \qquad (6)$$

Для идентичных измерительных приборов, когда $\alpha_1 = \alpha_2 = \alpha$; $k_{1x} = k_{2x} = k_x$ и $\sigma_{1x} = \sigma_{2x} = \sigma_x$, соотношение (6) принимает вид

$$k_{\Delta x} = \sqrt{2}\, k_x. \tag{7}$$

Тогда среднеквадратичное значение невязки (4) будет равно

$$\sigma_{\Delta x} = \sqrt{2}\, \sigma_x. \tag{8}$$

Подстановка в формулу (3) значений $k_{\Delta x}$ из (7) и $\sigma_{\Delta x}$ из (8) позволяет определить предельное значение среднеквадратичной невязки

$$\Delta x_{\text{доп}}^{\text{пр}} = 2\, k_x \sigma_x = 2\alpha A. \tag{9}$$

Если соотношение (7) между квантилями измерений и их невязки не соблюдается, то при $k_{\Delta x} < \sqrt{2}\, k_x$ уменьшается допустимая невязка $\Delta x_{\text{доп}}$ и увеличивается вероятность $\rho\left(\left|\Delta x\right| > \Delta x_{\text{доп}}\right)$ пренебрежения «хвостом» распределения плотности невязки (табл. 1).

Таблица 1

$k_{\Delta x}$	1,0	1,5	2,0	2,5	3,0
$\Delta x_{\text{доп}}$	$1{,}41\sigma_x$	$2{,}12\sigma_x$	$2{,}83\sigma_x$	$3{,}54\sigma_x$	$4{,}24\sigma_x$
$\rho\left(\left\|\Delta x\right\| > \Delta x_{\text{доп}}\right)$	0,3173	0,1336	0,0455	0,0124	0,0027

Неопределенность, связанная с выбором значения квантиля невязки $k_{\Delta x}$, размывает границу между понятиями достоверности и недостоверности измерений. Вначале рассмотрим достоверность отдельно взятого измерения, а затем формализуем это понятие на основе анализа невязки дублированных измерений.

Контроль достоверности измерений по предельным значениям. В общем случае результат измерения контролируемой переменной $\overline{x}(t)$ состоит из суммы ее неизвестного истинного значения $x(t)$, случайной расчетной погрешности измерения $\varepsilon(t)$ и грубой (систематической) погрешности $n(t)$

$$\overline{x}(t) = x(t) + \varepsilon(t) + n(t). \tag{10}$$

К грубым относятся анормально большие погрешности измерений, превышающие границы точности измерений аппаратуры и длящиеся достаточно продолжительное время (порядка нескольких циклов опроса датчиков информации). Длительно существующие грубые погрешности классифицируем как систематические и учитываем вместе с грубыми.

Наиболее простым и распространенным методом контроля достоверности является метод предельных значений (уставок), или контроль с двусторонним допуском [1]. Измеренное значение переменной сравнивается с нижней $x_{\text{н}}(t)$ и верхней $x_{\text{в}}(t)$ границами возможных в нормальных режимах работы значений этой переменной. Условие достоверности имеет вид

$$x_{\text{н}}(t) \le \overline{x}(t) \le x_{\text{в}}(t). \tag{11}$$

Границы возможных значений переменной могут изменяться во времени в зависимости от режимов работы оборудования. Распределение достоверных измерений переменных внутри диапазона, ограниченного этими границами, во многих случаях достаточно точно описывается нормальным законом (индекс времени t здесь опускаем)

$$f_{\mathrm{I}}(\bar{x}) = \frac{1}{\sigma_{\mathrm{I}x}\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{1}{2}\left(\frac{\bar{x} - x_0}{\sigma_{\mathrm{I}x}}\right)^2\right), \quad (12)$$

где $\sigma_{\mathrm{I}x}$ – среднеквадратичное отклонение значений измеренной переменной $\bar{x}(t)$ от ее среднего значения x_0.

Тогда границы диапазона достоверных измерений можно представить следующим образом:

$$x_{\text{н}}(t) = x_0 - k_x\sigma_{\mathrm{I}x},\ x_{\text{в}}(t) = x_0 + k_x\sigma_{\mathrm{I}x}. \quad (13)$$

При квантиле $k_x = 3$ (правило «трех сигм») они практически гарантируют, что все достоверные измерения будут учтены. Разрешающая способность контроля достоверности по предельным значениям снижается при увеличении среднеквадратичного отклонения $\sigma_{\mathrm{I}x}$ и соответствующего расширения диапазона $x_{\text{в}} - x_{\text{н}}$. Максимальная величина необнаруженной возможной грубой погрешности составит $6\sigma_{\mathrm{I}x}$. Обоснованное сужение этого диапазона позволит выявить те недостоверные измерения, которые остаются необнаруженными при границах (13). Такая задача была рассмотрена в [2, 3]. Ее можно трактовать как попытку найти компромисс между понятиями достоверности и недостоверности измерения. Обозначив через γ верхнюю границу принятия решения о достоверности измерения, получаем симметричную нижнюю границу $2x_0 - \gamma$. Условие достоверности (11) принимает вид

$$2x_0 - \gamma \le \bar{x}(t) \le \gamma. \quad (14)$$

Оптимальное значение γ определяем на основе метода статистических решений по критерию Байеса [4]

$$C_{\text{ср}} = (1-q)C_{\text{лт}}F_{\text{лт}} + qC_{\text{пр}}F_{\text{пр}} = \min, \quad (15)$$

где q – априорная вероятность появления грубой погрешности измерения; $C_{\text{ср}}$ – средняя цена многократного распознавания; $C_{\text{лт}}$ – цена необоснованного решения о появлении грубой погрешности; $C_{\text{пр}}$ – цена пропуска грубой погрешности; $F_{\text{лт}}$ – вероятность ложной тревоги; $F_{\text{пр}}$ – вероятность пропуска грубой погрешности.

Постановку задачи поясняет рис. 1.

Вероятность $F_{\text{лт}}$ зависит от границы γ

$$F_{\text{лт}} = 2\int_{\gamma}^{x_0 + 3\sigma_{\mathrm{I}x}} f_{\mathrm{I}}(\bar{x})dx, \quad (16)$$

где плотность вероятности распределения достоверного измерения $f_{\mathrm{I}}(\overline{x})$ определяется формулой (12).

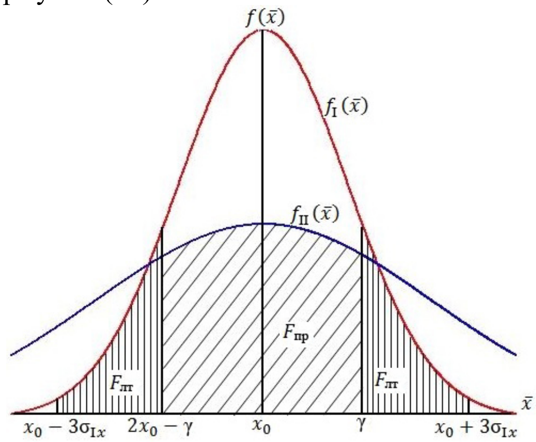

Рис. 1. Вероятности ложной тревоги и пропуска грубой погрешности измерения в зависимости от границы принятия решения

В [2] рассматривались грубые погрешности, возникающие при передаче информации по телетайпу. В общем случае следует учитывать грубые погрешности всего измерительного тракта, включая трансформаторы тока и напряжения, датчики информации и информационно-измерительные каналы. В отсутствии надежных сведений об этих грубых погрешностях предполагаем, что они, как и случайные расчетные погрешности, подчиняются нормальному закону распределения. Тогда и недостоверные результаты измерений распределяются нормально

$$f_{\mathrm{II}}(\overline{x}) = \frac{1}{\sigma_{\mathrm{II}x}\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{1}{2}\left(\frac{\overline{x}-x_0}{\sigma_{\mathrm{II}x}}\right)^2\right). \tag{17}$$

Среднеквадратичное отклонение недостоверных измерений $\sigma_{\mathrm{II}x}$ от среднего значения контролируемой переменной x_0 равно

$$\sigma_{\mathrm{II}x} = \sqrt{\sigma_{\mathrm{I}x}^2 + \sigma_{\text{гр}}^2}, \tag{18}$$

где $\sigma_{\text{гр}}$ – среднеквадратичная погрешность грубого (недостоверного) измерения.

Вероятность пропуска грубой погрешности определяется как

$$F_{\text{пр}} = 2\int_{x_0}^{\gamma} f_{\mathrm{II}}(\overline{x})dx. \tag{19}$$

После подстановки вероятностей (16) и (19) в (15) получаем

$$C_{\text{ср}} = 2(1-q)C_{\text{лт}} \int_{\gamma}^{x_0+3\sigma_{\mathrm{I}x}} f_{\mathrm{I}}(\overline{x})dx + 2qC_{\text{пр}} \int_{x_0}^{\gamma} f_{\mathrm{II}}(\overline{x})dx = \min. \tag{20}$$

Для минимизации средней цены многократного распознавания грубых погрешностей вычислим первую производную $dC_{\text{ср}} / d\gamma$ и приравняем ее к нулю

$$\left.\frac{dC_{\text{ср}}}{d\gamma}\right|_{\bar{x}=\gamma} = (1-q)C_{\text{лт}}\, f_{\text{I}}(\gamma) + qC_{\text{пр}}\, f_{\text{II}}(\gamma) = 0. \tag{21}$$

Из (21) следует равенство

$$\Lambda = \frac{f_{\text{II}}(\gamma)}{f_{\text{I}}(\gamma)} = \frac{(1-q)C_{\text{лт}}}{qC_{\text{пр}}}, \tag{22}$$

где Λ – отношение правдоподобия, соответствующее верхней оптимальной границе $\gamma_{\text{опт}}$ и минимальной цене $C_{\text{ср}}$ [4].

Влияние исходных параметров на отношение правдоподобия представлено на рис. 2.

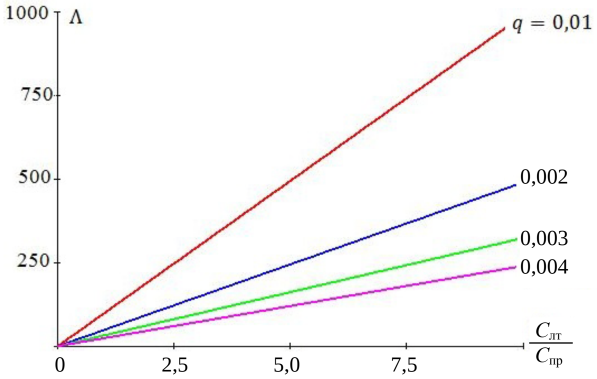

Рис. 2. Зависимость отношения правдоподобия от априорной вероятности грубой погрешности и цен ошибочных решений

Подставив в (22) значения плотностей распределения $f_{\text{I}}(\gamma)$ из (12) и $f_{\text{II}}(\gamma)$ из (17), получим

$$\Lambda = \frac{\sigma_{\text{I}x}}{\sigma_{\text{II}x}} \exp\left(-\frac{1}{2}\frac{\left(\sigma_{\text{I}x}^2 - \sigma_{\text{II}x}^2\right)(\gamma - x_0)^2}{\sigma_{\text{I}x}^2\sigma_{\text{II}x}^2}\right). \tag{23}$$

После логарифмирования выводим из (23) формулу для расчета верхней оптимальной границы принятия решения о достоверности измерения

$$\gamma_{\text{опт}} = x_0 + \sqrt{2}\frac{\sigma_{\text{II}x}}{\sigma_{\text{I}x}}\sqrt{(\sigma_{\text{I}x}^2 + \sigma_{\text{II}x}^2)\ln\frac{\Lambda\sqrt{\sigma_{\text{I}x}^2 + \sigma_{\text{II}x}^2}}{\sigma_{\text{II}x}}}. \tag{24}$$

Подставив в (24) значение отношения правдоподобия Λ из (22), окончательно получим

$$\gamma_{\text{опт}} = x_0 + \sqrt{2}\frac{\sigma_{\text{II}x}}{\sigma_{\text{I}x}}\sqrt{(\sigma_{\text{I}x}^2 + \sigma_{\text{II}x}^2)\ln\frac{(1-q)C_{\text{лт}}\sqrt{\sigma_{\text{I}x}^2 + \sigma_{\text{II}x}^2}}{qC_{\text{пр}}\,\sigma_{\text{II}x}}}. \tag{25}$$

Влияние исходных параметров на $\gamma_{\text{опт}}$ показано на рис. 3.

Оптимизация допустимой невязки дублированных измерений. Если фактическая невязка $\Delta x(t)$ дублированных измерений $\overline{x}_1(t)$, $\overline{x}_2(t)$ не превышает допустимое значение $\Delta x_{\text{доп}}$, то согласно условию (2) констатируется достоверность обоих измерений и в качестве наиболее вероятного значения контролируемой переменной принимается их осредненное значение (оценка)

$$\hat{x}(t) = \frac{\overline{x}_1(t)\sigma_{\text{II}x}^2 + \overline{x}_2(t)\sigma_{\text{I}x}^2}{\sigma_{\text{I}x}^2 + \sigma_{\text{II}x}^2}. \tag{26}$$

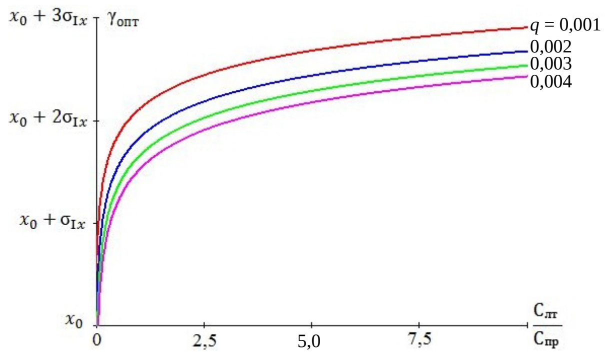

Рис. 3. Зависимость верхней оптимальной границы принятия решения от априорной вероятности грубой погрешности измерений

В случае идентичности характеристик измерительных приборов имеем

$$\hat{x}(t) = \frac{1}{2}(\overline{x}_1(t) + \overline{x}_2(t)). \tag{27}$$

Среднеквадратичная погрешность оценки переменной $\hat{x}(t)$ определяется следующим образом [5]:

$$\hat{\sigma}_X = \left(\frac{\sigma_{\text{II}x}^2 + \sigma_{\text{I}x}^2}{\sigma_{\text{I}x}^2\,\sigma_{\text{II}x}^2}\right)^{-\frac{1}{2}}. \tag{28}$$

Для идентичных измерений формула (26) принимает вид

$$\hat{\sigma}_X = \frac{\sigma_X}{\sqrt{2}}. \tag{29}$$

Формулы (8)–(11) корректны, если погрешности обоих измерений соответствуют расчетным точностям измерительных приборов. Однако если одно из них произведено с грубой погрешностью, приведшей к слишком большой невязке $\Delta x(t)$, то это может далеко увести оценку переменной $\hat{x}(t)$ от неизвестного истинного значения $x(t)$. Возникает дилемма: пользоваться сомнительной оценкой $\hat{x}(t)$ или наиболее вероятным замещающим значением $x_{\text{зам}}(t)$ контролируемой переменной. Замещающее значение определяется на основе известной информации об интервале, в котором может находиться в нормальных условиях эксплуатации контролируемая переменная, о достоверных результатах измерений в предшествующих текущему моменту времени *t* циклах, а также исходя из имеющейся функциональной связи контролируемой переменной с другими переменными [6]. В такой постановке достоверными принимаем измерения, осредненные величины которых ближе к истинному значению, нежели замещающее значение. В противном случае констатируем наличие одного или двух недостоверных измерений.

Допустимая невязка измерений $\Delta x_{\text{доп}}$ (граница принятия решения), как и при контроле достоверности отдельно рассматриваемых измерений без учета взаимной связи, определяется по критерию Байеса (15).

Постановку задачи поясняет рис. 4. Принимаем квантиль $k_{\Delta x} = 3$. Тогда все невязки, не попавшие в интервал $\pm 3\sigma_{\Delta x}$, обусловлены недостоверностью одного или обоих образующих невязки измерений. Сужение интервала достоверных измерений до $\pm\Delta x_{\text{доп}}$ позволило дополнительно выявить недостоверные измерения, образующие невязки, попадающие в интервалы $\left(\Delta x_{\text{доп}},\, 3\sigma_{\Delta x}\right)$ и $\left(-\Delta x_{\text{доп}},\, -3\sigma_{\Delta x}\right)$.

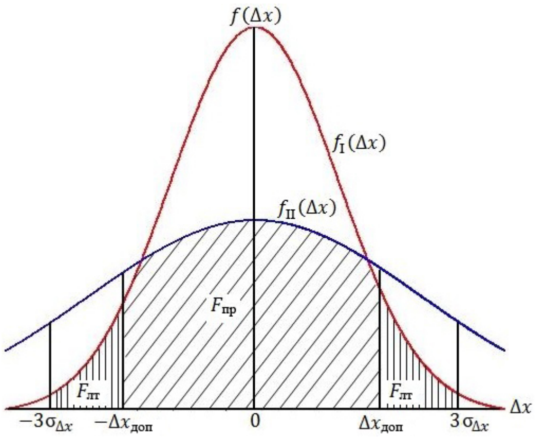

Рис. 4. Вероятности ложной тревоги и пропуска грубой погрешности в зависимости от допустимой невязки измерений

Вероятность $F_{\text{лт}}$ определяется здесь выражением

$$F_{\text{лт}} = 2\int_{\Delta x_{\text{доп}}}^{3\sigma_{\Delta x}} f_x\left(\Delta x\right) d\Delta x, \tag{30}$$

где $f_{\mathrm{I}}\left(\Delta x\right)$ – плотность распределения невязки достоверных результатов измерений

$$f_{\mathrm{I}}\left(\Delta x\right) = \frac{1}{\sigma_{\Delta x}\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{\Delta x}{\sigma_{\Delta x}}\right)^2\right]. \tag{31}$$

Вероятность пропуска грубой погрешности

$$F_{\text{пр}} = 2\int\limits_{0}^{\Delta x_{\text{доп}}} f_{\text{II}}\left(\Delta x\right)d\Delta x, \qquad (32)$$

где плотность распределения невязки $f_{\text{II}}\left(\Delta x\right)$ с одним или двумя измерениями определяется выражением

$$f_{\text{II}}\left(\Delta x\right) = \frac{1}{\sigma_{\Delta x,\text{гр}}\sqrt{2\pi}}\exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{\Delta x}{\sigma_{\Delta x,\text{гр}}}\right)^2\right], \qquad (33)$$

где среднеквадратичная невязка грубых измерений

$$\sigma_{\Delta x,\text{гр}} = \sqrt{\sigma_{\Delta x}^2 + \sigma_{\text{гр}}^2}. \qquad (34)$$

Подставив значения вероятностей из (30) и (32) в (29), получаем

$$C_{\text{ср}} = 2\left(1-q\right)C_{\text{лт}}\int\limits_{\Delta x_{\text{доп}}}^{3\sigma_{\Delta x}} f_{\text{I}}\left(\Delta x\right)d\Delta x + 2qC_{\text{пр}}\int\limits_{0}^{\Delta x_{\text{доп}}} f_{\text{II}}\left(\Delta x\right)d\Delta x = \min. \qquad (35)$$

Минимизируя среднюю цену $C_{\text{ср}}$ изложенным выше способом, получаем допустимую, оптимальную с точки зрения разделения измерений на достоверные и недостоверные невязку

$$\Delta x_{\text{доп}} = \sqrt{2}\,\frac{\sigma_{\Delta x,\text{гр}}}{\sigma_{\Delta x}}\sqrt{\left(\sigma_{\Delta x}^2 + \sigma_{\Delta x,\text{гр}}^2\right)\,\ln\frac{\left(1-q\right)C_{\text{лт}}\sqrt{\sigma_{\Delta x}^2 + \sigma_{\Delta x,\text{гр}}^2}}{qC_{\text{пр}}\sigma_{\Delta x,\text{гр}}}}. \qquad (36)$$

Влияние исходных параметров на $\Delta x_{\text{доп}}$ при q = 0,01 показано на рис. 5.

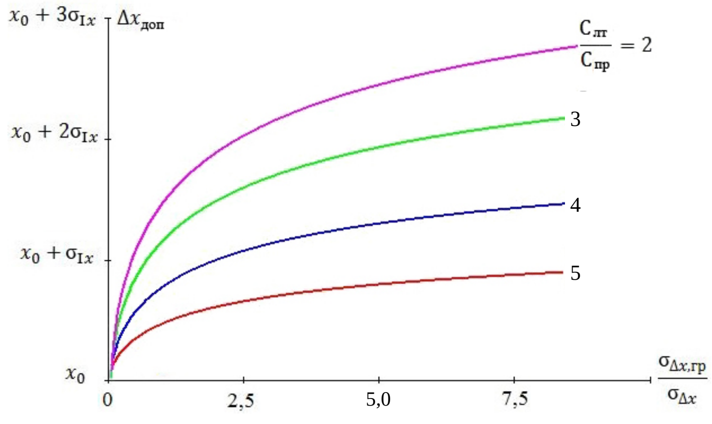

Рис. 5. Зависимость оптимальной допустимой невязки от отношений цен ошибок и среднеквадратичных отклонений погрешностей измерений

Влияние исходных данных на результаты контроля достоверности. Эффективность контроля достоверности зависит от точности данных, необходимых для определения оптимальной границы принятия решения $x_{\text{опт}}$ и допустимой невязки измерений $\Delta x_{\text{доп}}$. Среднеквадратичная погрешность достоверных измерений определяется на основе характеристик установленной измерительной ааппаратуры. Среднеквадратичное отклонение контролируемой переменной от среднего значения, вероятность недостоверных измерений и их среднеквадратичная погрешность принимаются в начальный период эксплуатации рассматриваемого объекта равными известным значениям этих параметров на других аналогичных объектах. В дальнейшем они могут корректироваться путем статистической обработки данных, накапливаемых в процессе эксплуатации объекта.

Наиболее сложным является вопрос о ценах ошибок первого и второго родов. В подобного рода дихотомических задачах в различных технических областях часто принимают цену грубой погрешности, намного превышающей цену ложной тревоги, однако это не является общим правилом. Представляется очевидным, что они должны учитывать возможность замещения недостоверных измерений и последствия принимаемых решений о достоверности (недостоверности). При этом существенно то обстоятельство, что нет необходимости определять цены в абсолютных цифрах, а достаточно ограничиться их отношением. В [3, 7] было установлено, что при расчетах технико-экономических показателей работы объекта, точность которых зависит от точности измерений используемых переменных, цена $C_{лт}$ превышает цену $C_{пр}$ в 2,5–5 раз в интервалах достоверных измерений от $x_0 \pm \sigma_{Ix}$ до $x_0 \pm 3\sigma_{Ix}$. В задачах, связанных с работой устройств релейной защиты и противоаварийной автоматики, следует учитывать, с одной стороны, недоотпуск электроэнергии из-за ошибочного отключения объекта, а с другой – последствия работы неотключенного объекта в аварийных условиях. В этих случаях возможен более широкий диапазон отношения цен $C_{лт}$ и $C_{пр}$ в зависимости от типа, параметров и режима работы контролируемого объекта.

Идентификация недостоверных измерений. Результаты контроля достоверности дублированных измерений рассмотренными выше способами по предельным значениям каждого из измерений и их допустимой невязке носят вероятностный характер, и ни один из них не гарантирует стопроцентное обнаружение недостоверных измерений. Отсюда возникает идея коллективного (многопризнакового) контроля достоверности, который повышает вероятность распознавания недостоверных измерений по сравнению с вероятностью распознавания любым одним способом контроля [8]. Окончательное решение о достоверности дублированных измерений принимается путем совместной логической обработки результатов контроля по трем диагностическим признакам. Первым и вторым признаками являются условия достоверности каждого дублированного измерения (14), третьим признаком – условие допустимости их невязки (2).

Возможные логические схемы совместной обработки результатов однопризнаковых методов контроля представлены в табл. 2.

Таблица 2

Логическая схема принятия окончательного решения о достоверности измерений	Однопризнаковые условия достоверности измерений		
	$2x_0 - \gamma_1 \le x_1 \le \gamma_1$?	$2x_0 - \gamma_2 \le x_2 \le \gamma_2$?	$\lvert\Delta x\rvert \le \Delta x_{доп}$?
«И»	Да	Да	Да
«Два из трех»	Да	Да	Нет
	Да	Нет	Да
	Нет	Да	Да
«Или»	Да	Нет	Нет
	Нет	Да	Нет
	Нет	Нет	Да

Алгоритм идентификации недостоверных измерений по логической схеме «И» был разработан в [9]. На рис. 6 представлено дерево недостоверных измерений, соответствующее логике этой схемы. Окончательный выбор наиболее целесообразной логической схемы совместной обработки должен приниматься на основе сопоставления всех трех схем обработки результатов контроля.

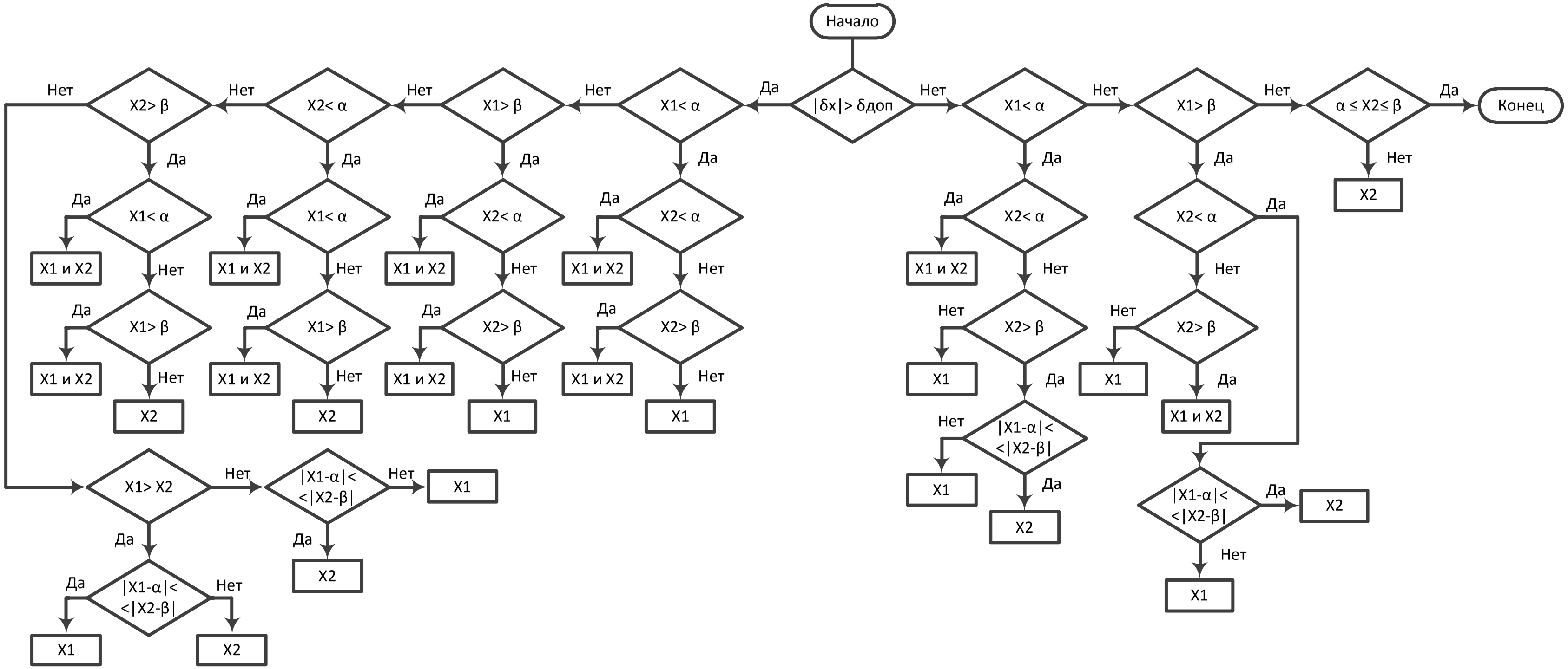

Рис. 6. Дерево недостоверных измерений

ВЫВОДЫ

1. Разработан метод контроля достоверности дублированных измерений энергетических переменных по критерию Байеса, учитывающему априорную вероятность недостоверного измерения, вероятности ложной тревоги и пропуска грубой погрешности, цены ошибочных решений о ложной тревоге и цены пропуска грубой погрешности.

2. Разработан многопризнаковый способ идентификации недостоверных дублированных измерений, обеспечивающий максимальную вероятность локализации недостоверного измерения.

ЛИТЕРАТУРА

1. Ицкович, Э. Л. Контроль производства с помощью вычислительных машин / Э. Л. Ицкович. – М.: Энергия, 1975. – 416 с.

2. Контроль достоверности оперативной информации в автоматизированной системе диспетчерского управления электрической системой / И. О. Кнеллер [и др.] // Электричество. – 1977. – № 4. – С. 5–10.

3. Анищенко, В. А. К задаче контроля достоверности информации в АСУ ТП / В. А. Анищенко // Энергетика… (Изв. высш. учеб. заведений и энерг. объединений СНГ). – 1985. – № 8. – С. 16–20.

4. Горелик, А. Л. Построение систем распознавания / А. Л. Горелик, В. А. Скрипкин. – М.: Советское радио, 1977. – 222 с.

5. Тейлор, Дж. Введение в теорию ошибок / Дж. Тэйлор. – М.: Мир, 1985. – 272 с.

6. Анищенко, 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.

7. Анищенко, В. А. Надежность измерительной информации в системах электроснабжения / В. А. Анищенко. – Минск: БГПА, 2000. – 128 с.

8. Анищенко, 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.

9. Анищенко, В. А. Контроль дублированных измерений в условиях неопределенности / В. А. Анищенко // Энергетика… (Изв. высш. учеб. заведений и энерг. объединений СНГ). – 2010. – № 2. – С. 11–18.

Представлена кафедрой
электроснабжения

Поступила 15.05.2012