УДК 621.311

КОНТРОЛЬ ДОСТОВЕРНОСТИ ИЗМЕРЕНИЙ В ЭНЕРГЕТИЧЕСКИХ СИСТЕМАХ НА ОСНОВЕ ТЕОРИИ СТАТИСТИЧЕСКИХ РЕШЕНИЙ

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

Белорусский национальный технический университет

Эффективность работы систем управления генерацией, распределением и потреблением электрической и тепловой энергии определяется как надежностью самих систем, так и достоверностью входной измерительной информации.

Достоверность результатов измерений обеспечивается синтаксическими (аппаратурными) и семантическими методами контроля [1]. При синтаксическом подходе результаты измерений рассматриваются как последовательность символов, связанных между собой конструктивными правилами в рамках формализованной системы. При этом не учитывается технологическая сущность контролируемых переменных. При семантическом подходе результаты измерений анализируются в контексте технологии производственных процессов, что доопределяет на содержательном уровне элементы алгоритмов контроля, конструктивное построение которых не представляется возможным, и благодаря этому расширяет круг распознаваемых недостоверных измеряемых данных.

Наиболее простым и распространенным семантическим методом контроля достоверности является метод предельных значений (уставок). Совершенствование этого метода связано с оптимизацией границ принятия решения о достоверности результата измерения.

Ниже рассматривается опыт решения в энергосистемах задачи семантического контроля достоверности измерений по предельным значениям, дается критическая оценка достигнутых результатов, исследуются возникшие проблемы и предлагаются пути их решения.

Оптимизация метода предельных значений по критерию Байеса. Согласно методу предельных значений достоверность результата измерения $x(t)$ определяется условием

$$a \le x(t) \le b, \tag{1}$$

где верхняя b и нижняя a границы принятия решения соответствуют границам диапазона технологического рассеивания контролируемой переменной в нормальном режиме работы, определяемом путем статистической обработки измерительной информации, которая накапливается в процессе работы системы контроля и управления.

Под достоверным понимается измерение, произведенное с грубой, т. е. выходящей за пределы точности измерительной аппаратуры, погрешностью. Чем шире диапазон технологического рассеивания, тем ниже эффективность контроля по предельным значениям вследствие увеличения вероятности пропуска грубой погрешности. Произвольное сужение диапазона ведет к росту вероятности ложной тревоги, т. е. необоснованного решения о недостоверности измерения. Вероятностная мера достоверности позволяет решить рассматриваемую прикладную дихотомическую задачу допускового контроля на основе теории статистических решений. В такой постановке условие достоверности (1) трансформируется следующим образом:

$$2x_0 - \gamma \le x(t) \le \gamma, \tag{2}$$

где γ – верхняя граница принятия решения $(x_0 \le \gamma \le b)$; $(2x_0 - \gamma)$ – симметричная нижняя граница принятия решения; x_0 – среднее значение контролируемой переменной.

Вероятно, первая попытка оптимизации границы принятия решения в области электроэнергетики связана с контролем телеметрической информации о перетоках мощности по линиям электропередачи [2]. В качестве критерия был выбран минимум средней цены многократного распознавания недостоверных данных $C_{ср}$ (критерий Байеса)

$$C_{ср} = (1 - q)C_{лт}F_{лт} + qC_{пр}F_{пр} = \min, \tag{3}$$

где q – априорная вероятность грубой погрешности измерения; $C_{лт}$ – цена ошибки принятия решения 1-го рода, т. е. ложной тревоги о наличии грубой погрешности; $C_{пр}$ – то же 2-го рода, т. е. пропуска (необнаружения) грубой погрешности; $F_{лт}$ – вероятность ложной тревоги; $F_{пр}$ – вероятность пропуска грубой погрешности.

Вероятность ложной тревоги определяется выражением

$$F_{лт} = 2\int_{\gamma}^{b} f[x_д(t)]dx, \tag{4}$$

а вероятность пропуска грубой ошибки равна

$$F_{пр} = 2\int_{x_0}^{\gamma} f[x_{нд}(t)]dx, \tag{5}$$

где $f[x_д(t)]$ и $f[x_{нд}(t)]$ – плотности распределения вероятностей соответственно достоверных $x_д(t)$ и недостоверных $x_{нд}(t)$ результатов измерений; последние представляют композиции неизвестного истинного значения переменной $x_{ист}(t)$, нормальной погрешности в пределах точности измерительной аппаратуры $\Delta x_{норм}(t)$, грубой погрешности $\Delta x_{гр}$ за пределами упомянутой точности:

$$x_{д}(t) = x_{ист}(t) + \Delta x_{норм}(t); \tag{6}$$

$$x_{нд}(t) = x_{д}(t) + \Delta x_{гр}(t). \tag{7}$$

Оптимизацию контроля достоверности по критерию Байеса иллюстрирует рис. 1.

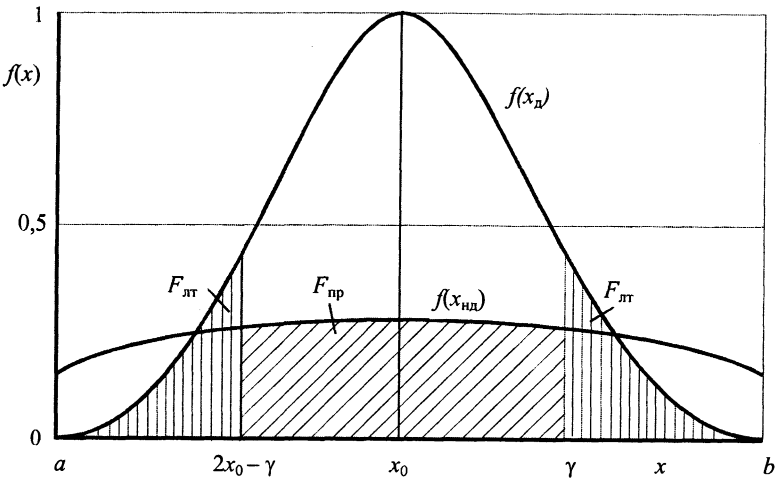

Рис. 1. Вероятности ошибок и границы принятия решения по критерию Байеса при гауссовском распределении контролируемой переменной

В данном случае принято предположение о гауссовском законе распределения достоверных измерений и равномерном распределении грубых погрешностей. При других законах распределения картина принципиально не изменяется. Величина $x_д(t)$ рассматривается как полезная составляющая сигнала, а $\Delta x_{гр}(t)$ – как помеха, которую требуется выявить и попытаться удалить из зашумленного сигнала $x_{нд}(t)$.

Такой же подход возможен при контроле переменных, характеризующих электрические и тепловые процессы, происходящие в различных энергетических объектах. Практическая значимость получаемых результатов зависит от конкретного задания исходных коэффициентов q, $C_{лт}$, $C_{пр}$.

Задание цен ошибочных решений. Во многих задачах технической диагностики цену пропуска грубой погрешности измерения задают существенно большей (иногда на несколько порядков) цены ложной тревоги о наличии грубой погрешности [3]. Такой подход был принят как приемлемый и при организации контроля достоверности телеизмерений в энергосистемах [2, 4]. Но даже если согласиться с такой точкой зрения, задание конкретных численных значений коэффициентов $C_{лт}$, $C_{пр}$ все равно носит субъективный характер, что заставляет усомниться в целесообразности использования критерия Байеса (3) и ограничиться условием (1), т. е. отказаться от оптимизации границ принятия решения.

Представляется очевидным, что выбор коэффициентов $C_{лт}$, $C_{пр}$ должен в конечном итоге учитывать влияние соответствующих ошибок на величину технологического ущерба в зависимости от принимаемого решения.

Однако сложно объективно сопоставить, например, эффект от снижения вероятности пропуска грубой погрешности измерения с дополнительными усилиями и затратами времени обслуживающего персонала, вызванными возрастанием вероятности ложной тревоги о появлении неисправности в измерительно-информационной системе. Решение этой коллизии предложено в [5]. Характер возможного технологического ущерба был принят одинаковым при ошибках принятия решения как 1-го, так и 2-го рода, и в обоих случаях ущерб сводился к снижению точности полученных результатов измерений или их замещающих значений.

Цена ошибки 1-го рода определяется исходя из того, что в системе управления после обнаружения недостоверного результата измерения $x_{нд}(t)$ автоматически вводится его замещающее значение $x_{зам}(t)$. Тогда цену ошибки 1-го рода можно рассматривать как средневзвешенную дисперсию рассогласования недостоверного измерения и замещающего значения, т. е. как дисперсию ошибки замещения

$$C_{лт} = K \int_{\gamma}^{b} [x_{нд}(t) - x_{зам}(t)]^2 f[x_{нд}(t)]dt, \qquad (8)$$

где

$$K = 2 \int_{x_0}^{b} f[x_{нд}(t)]dt \Bigg/ \int_{\gamma}^{b} f[x_{нд}(t)]dt. \qquad (9)$$

Таким образом, цена ошибки 1-го рода представляет переменную величину, зависящую при известных законах распределения достоверных измерений и замещающем значении от границы принятия решения, которая в свою очередь является функцией цены этой ошибки согласно критерию (3).

Цена ошибки 2-го рода определяется средневзвешенной дисперсией погрешности измерения

$$C_{пр} = \int_{0}^{\gamma - x_0} \sigma_{гр}^2 f[x_д(t)]dx \Bigg/ \int_{0}^{\gamma - x_0} f[x_д(t)]dx, \qquad (10)$$

где дисперсия грубой погрешности измерения с учетом условия $x_д(t) \neq x_0$ имеет вид

$$\sigma_{гр}^2 = \sigma_{гр0}^2 + [x_д(t) - x_0]^2, \qquad (11)$$

$\sigma_{гр0}^2$ – дисперсия грубой погрешности измерения при условии $x_д(t) = x_0$.

Проведенные расчеты показали [5], что величины коэффициентов $C_{лт}$ и $C_{пр}$ соизмеримы и их отношение в широком диапазоне изменений границы принятия решения составляет $C_{лт}/C_{пр} = 2 \ldots 3$.

Влияние неопределенности понятия недостоверного измерения на границы принятия решения. Понятие недостоверного измерения, т. е. измерения, произведенного с недопустимо большой (грубой) погрешностью, синонимы которого: анормальное измерение, промах и др., носит неопределенный характер и поэтому допускает произвольное толкование. При разработке алгоритмов контроля и оптимизации в большинстве случаев погрешностям измерений или математической модели диагностики приписывают какие-либо полезные статистические характеристики, на основе которых доказывают обоснованность алгоритмов. Единого критерия оценки допустимой и грубой погрешности не существует. Интуитивно под грубой понимают погрешность, явно искажающую результаты измерения. Попытки ее формализации с целью однозначной количественной оценки сводятся к сравнению значения соответствующей статистики при выбранном уровне значимости с квантилью стандартного распределения (критерии «три сигма», Шовене, Романовского и др.). Но это не решает проблему, а только переносит неопределенность на выбор уровня значимости и квантили распределения.

При оптимизации контроля достоверности измерений рассмотренная выше неопределенность, связанная с неоднозначным толкованием понятия недостоверности, усугубляется практической невозможностью определения исходных данных – статистических характеристик (вероятности появления и закона распределения) грубых погрешностей измерений большинства переменных даже для выбранной волевым порядком какой-либо определенной модели недостоверности. Как правило, доступна измерению смесь полезного сигнала $x_д(t)$ и грубой погрешности $\Delta x_{гр}$, а организация фильтрации измерений для вычленения составляющей $\Delta x_{гр}$ представляет непростой процесс и реальна для ограниченного числа контролируемых переменных.

Неопределенность исходного понятия недостоверности приводит к некорректности оптимизации границы принятия решения по критерию Байеса, поскольку средняя цена многократного распознавания недостоверных измерений, как видно из (3), зависит в явной форме от априорной вероятности грубой погрешности и в неявной форме – от цен и вероятностей ложной тревоги и пропуска, которые определяются законами распределения достоверных и недостоверных измерений.

Оптимизация метода предельных значений по критерию минимакса. Выходом из неопределенности понятия недостоверности измерения может быть отказ от рассмотрения границы принятия решения в функции характеристик грубой погрешности. Оптимальная граница в такой постановке определяется по минимаксному критерию

$$C_{ср} = (1 - q)C_{лт}F_{лт} + qC_{пр}F_{пр} = \min\max,\ 0 \le q \le 1, \qquad (12)$$

который гарантирует минимальное значение цены $C_{ср}$ среди максимальных, вызванных наиболее «неблагоприятной» величиной вероятности грубой погрешности q.

Исходим из того, что известно только максимальное из возможных значений грубой погрешности

$$\Delta x_{гр}^{\max}(t) = 2(b - a), \qquad (13)$$

а информация о величине вероятности q и распределении ее плотности $f[\Delta x_{гр}(t)]$ отсутствует.

Априорная информация о диапазонах естественного рассеивания и распределении плотностей вероятностей контролируемых переменных основывается на статистической обработке ретроспективных измерений, определенная часть которых произведена с большими погрешностями. Процедура выявлений этих погрешностей на стадии разведочного анализа сталкивается с описанными выше трудностями ввиду неопределенности понятия грубой погрешности. С учетом этого предлагается определять вероятность ложной тревоги выражением

$$F_{\text{лт}} = 2\int_{\gamma}^{b} f[x(t)]dx, \qquad (14)$$

а вероятность пропуска грубой ошибки

$$F_{\text{пр}} = 2\int_{x_0}^{\gamma} f[x(t)]dx, \qquad (15)$$

где $f[x(t)]$ – априорная плотность распределения вероятности результатов измерений переменной $x(t)$ при отсутствии информации о наличии (отсутствии) грубых погрешностей.

Постановку задачи оптимизации контроля достоверности по критерию минимакса (12) иллюстрирует рис. 2. Основанием для разделения площади под кривой распределения $f[x(t)]$ на составляющие (14), (15) служит, в частности, то обстоятельство, что максимальное значение грубой погрешности составляет согласно (13) два диапазона технологического рассеяния значений переменной. Поэтому правомерно предположить, что «хвосты» кривой $f[x(t)]$ в большей степени формируются за счет грубых погрешностей по сравнению с центральным участком кривой.

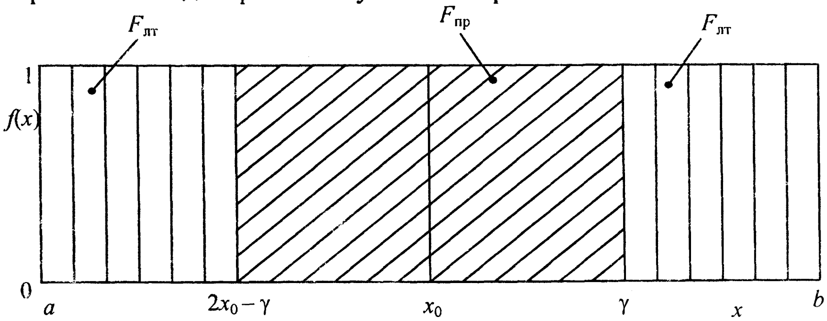

Рис. 2. Вероятности ошибок и границы принятия решения по критерию минимакса при равномерном распределении контролируемой переменной

Рассмотрим решение минимаксной задачи контроля для случая равномерного закона распределения контролируемой переменной:

$$f[x(t)] = \begin{cases} 0 & \text{при } x(t) \le a; \\ (b-a)^{-1} & \text{при } a < x(t) \le b; \\ 0 & \text{при } x(t) > b. \end{cases} \qquad (16)$$

Вероятности $F_{лт}$ и $F_{пр}$ представляют линейные зависимости от границы γ:

$$F_{лт} = \frac{2(b-\gamma)}{b-a}; \quad F_{пр} = \frac{2(\gamma - x_0)}{b-a}. \tag{17}$$

В качестве цен ошибок принятия решения принимаем среднеквадратичные значения погрешностей замещения и измерения. Для равномерного распределения (16) цена ложной тревоги

$$C_{лт} = \frac{1}{\sqrt{3}}\sqrt{\frac{b^3-\gamma^3}{b-\gamma}}. \tag{18}$$

При выводе формулы (18) в качестве замещающего значения было выбрано среднее в диапазоне возможных значений переменной в нормальных условиях работы

$$x_{зам}(t) = \frac{1}{2}(b+a). \tag{19}$$

Замещающими значениями могут также служить:

• экстраполированное на момент времени t значение переменной (при экстраполяции по правилу «без изменений» – последний достоверный результат измерения);

• расчетное значение, получаемое из анализа уравнений (если таковые имеются), которые связывают рассматриваемую переменную с другими переменными.

В [6] предложено задавать результирующее замещающее значение как средневзвешенное замещающих значений, получаемых различными способами, что позволит уменьшить ошибку замещения.

Линеаризация выражения (18) дает с высокой точностью результат

$$C_{лт} = 0{,}563(b - x_0) + 0{,}437(\gamma - x_0). \tag{20}$$

Цена пропуска грубой погрешности

$$C_{пр} = 1{,}154(\gamma - x_0). \tag{21}$$

В графической форме зависимости (20), (21) представлены на рис. 3.

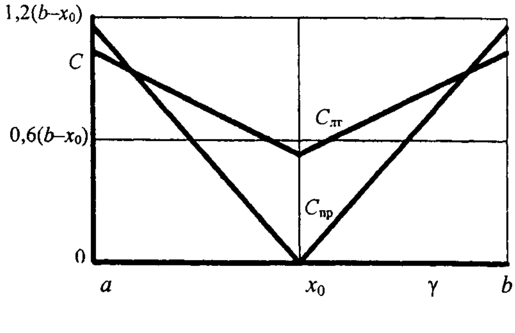

Рис. 3. Цены ошибок принятия решения по критерию минимакса при равномерном распределении контролируемой переменной

Средняя цена распознавания недостоверных измерений с учетом (16)...(21) определяется выражением

$$C_{\text{ср}} = (b - x_0)^{-1}\{(1-q)[0{,}563(b - x_0) + \\ + 0{,}437(\gamma - x_0)](b-\gamma) + 1{,}154q(\gamma - x_0)^2\}. \tag{22}$$

Для последующего сопоставления результатов оптимизации контроля по различным критериям для равномерного технологического рассеивания определим вначале оптимальную границу принятия решения по Байесу. Для этого вычислим частную первую производную $\partial C_{\text{ср}} / \partial\gamma$ и приравняем ее к нулю

$$\frac{\partial C_{\text{ср}}}{\partial\gamma} = (1-q)[0{,}563(x_0 - b) + 0{,}437(b - 2\gamma + x_0)] + 2{,}308q(\gamma - x_0) = 0. \tag{23}$$

Из (23) следует, что оптимальная граница

$$\gamma_{\text{opt}} = \frac{(1-3{,}308q)x_0 - 0{,}126(1-q)b}{0{,}874 - 3{,}182q}. \tag{24}$$

Расчет оптимальной границы γ_{opt} для различных вероятностей грубых погрешностей показал (рис. 4), что при значениях q, меньших порога $q^* = 0{,}3026$, она совпадает с верхней границей диапазона технологического рассеивания переменной, т. е. $\gamma_{\text{opt}} = b$ и соответственно с нижней границей $2x - \gamma = a$. Таким образом, решение задачи по критерию Байеса при равномерном распределении переменной $x(t)$ имеет практический смысл только при значениях вероятностей грубой погрешности $q > q^*$. При других, более характерных для электрических и теплотехнических переменных законах распределения (Гаусса, Лапласа), когда плотность распределения вероятностей максимальна при $x(t) = x_0$ и убывает по мере удаления от центра распределения, соотношение между вероятностями ложной тревоги и пропуска перераспределяется в сторону увеличения второй составляющей. Более точное формирование замещающего значения как средневзвешенного, полученного несколькими способами, уменьшает цену ложной тревоги. Совокупность перечисленных факторов позволяет уверенно предположить, что для большинства контролируемых переменных оптимальная граница принятия решения по Байесу будет величиной переменной во всем диапа-

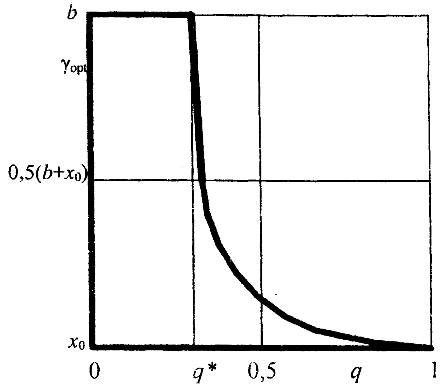

Рис. 4. Оптимальная граница принятия решения по критерию Байеса при равномерном распределении контролируемой переменной

зоне значений вероятностей грубой погрешности. Поэтому имеет смысл производить минимаксную оптимизацию контроля с учетом любых вероятностей грубой погрешности.

Оптимальную границу принятия решения по критерию минимакса находим в результате решения квадратного уравнения, полученного приравниванием нулю частной первой производной от средней цены распознавания по вероятности грубой погрешности:

$$\frac{\partial C_{\text{ср}}}{\partial q} = 1{,}154(\gamma - x_0)^2 + (b-\gamma)[0{,}563(b - x_0) + 0{,}437(\gamma - x_0)] = 0. \tag{25}$$

Оптимальная граница принятия решения представляет корень уравнения (25), имеющий физический смысл:

$$\gamma_{\text{opt}} = x_0 + 0{,}557(b - x_0). \tag{26}$$

Таким образом, при границе $\gamma = \gamma_{\text{opt}}$, определенной согласно (26), потери, связанные с ошибочными решениями обоих видов, будут минимальны при наименее благоприятном значении q.

На рис. 5 приведена кривая зависимости минимального значения средней цены распознавания min $C_{\text{ср}}$, соответствующей оптимальной по Байесу границе принятия решения, от вероятности грубой погрешности. Область, ограниченная этой кривой и минимумом максимального значения средней цены min max $C_{\text{ср}}$, полученному по минимаксному критерию, показывает увеличение $C_{\text{ср}}$ при переходе от критерия Байеса к критерию минимакса. Однако в связи с отмеченной выше неопределенностью исходных понятий грубой погрешности и недостоверности измерения приходится довольствоваться критерием минимакса.

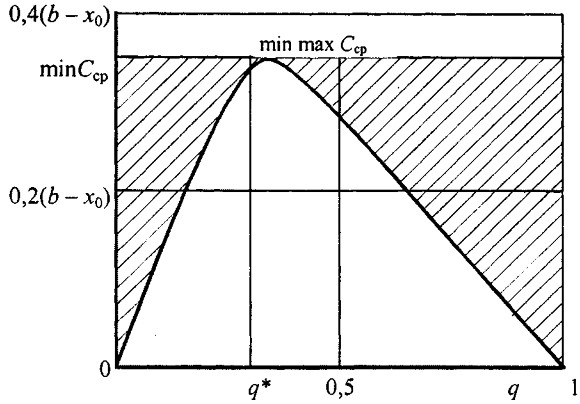

Рис. 5. Средняя цена распознавания грубой погрешности измерения по критериям Байеса и минимакса при равномерном распределении контролируемой переменной

Заштрихованная на рис. 6 область характеризует снижение средней цены распознавания недостоверных измерений, достигнутое путем оптимизации границы принятия решения по минимаксному критерию.

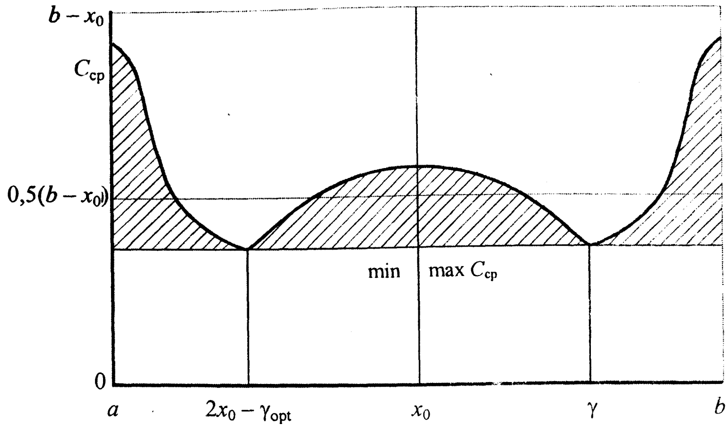

Рис. 6. Средняя цена распознавания грубой погрешности измерения при отклонении границ принятия решения от оптимальных по критерию минимакса при равномерном распределении контролируемой переменной

Аналогичным способом можно определить оптимальные границы принятия решения о недостоверности измерений для других законов технологического рассеивания контролируемых переменных (гауссовского, лапласовского).

Корректность применения критерия минимакса для оптимизации контроля достоверности методом предельных значений обусловлена отказом от традиционного, но не дающего приемлемых результатов толкования понятий грубой погрешности и недостоверности измерения. В предлагаемой постановке вопроса в понятие недостоверности вкладывается смысл технологической задачи, решаемой на основе контролируемой информации. Под недостоверным понимается результат измерения, погрешность которого превышает погрешность его замещения наиболее вероятным значением.

ВЫВОДЫ

1. Показана некорректность использования критерия Байеса для оптимизации контроля достоверности измерений методом предельных значений ввиду неопределенности понятий грубой погрешности и недостоверности измерения.

2. Предложена и обоснована возможность оптимизации контроля достоверности измерений методом предельных значений на основе критерия минимакса с учетом влияния на решаемую технологическую задачу погрешностей измерения и замещения недостоверных значений.

ЛИТЕРАТУРА

1. Левин Г. Я. О соотношении синтаксического и семантического подходов к задаче поиска допустимых значений параметров // Известия ЛЭТИ. Проблемы повышения эффективности производства. – Л., 1977. – Вып. 225. – С. 53–66.

2. Контроль достоверности оперативной информации в автоматизированной системе диспетчерского управления электрической системы / И. О. Кнеллер, А. Г. Оранский, А. В. Коломыйченко и др. // Электричество. – 1977. – № 4. – С. 5–10.

3. Биргер И. А. Техническая диагностика. – М.: Машиностроение, 1978. – 240 с.

4. Г а м м А. З., К о л о с о к И. Н. Обнаружение грубых ошибок телеизмерений в электроэнергетических системах. – Новосибирск: Наука, 2000. – 152 с.

5. А н и щ е н к о В. А. К задаче контроля достоверности информации в АСУ ТП электростанции // Энергетика... (Изв. высш. учеб. заведений). – 1985. – № 8. – С. 16–20.

6. А н и щ е н к о В. А., Горош А. В. Выбор замещающих значений при обнаружении недостоверных измерений аналоговых переменных // Энергетика... (Изв. высш. учеб. заведений и энерг. объединений СНГ). – 2001. – № 1. – С. 25–31.

Представлена кафедрой
электроснабжения

Поступила 28.03.2003

УДК 621.311.1.014.019

ФАКТОРЫ, ВЛИЯЮЩИЕ НА ЗНАЧЕНИЯ УРОВНЕЙ ТОКОВ КОРОТКОГО ЗАМЫКАНИЯ В ЭЛЕКТРОЭНЕРГЕТИЧЕСКИХ СИСТЕМАХ

Докт. техн. наук ЕРХАН Ф. М.

Государственный аграрный университет Молдовы

Уровни токов короткого замыкания в электрических сетях различного класса напряжений носят вероятностный характер, зависят от ряда факторов как определенных, так и неопределенных и имеют решающее значение при выборе электрооборудования, графа развития электрических сетей и уровней напряжения.

Проблема оптимизации и координации ожидаемых уровней токов короткого замыкания в узлах электроэнергетических систем – весьма актуальна. Поэтому определение основных факторов, влияющих на значения уровней токов короткого замыкания и темпы их изменения в электрических сетях и узлах, позволит своевременно проводить их оптимизацию и ограничение роста.

Поскольку скорость изменения уровней токов короткого замыкания в электрических сетях и узлах электроэнергетических систем носит вероятностный характер и дискретно изменяется, а кривая изменения носит нелинейный характер, важно разработать методы расчета ожидаемых уровней токов короткого замыкания с учетом факторов, влияющих на их значение и скорости изменения [1, 2].

Режимы возникновения КЗ могут быть самые разнообразные, поэтому при разработке математических моделей необходимо учитывать только те факторы, которые детерминированы и математически могут быть описаны соответствующими уравнениями [3].

Функция, описывающая зависимость скорости изменения ожидаемых уровней токов короткого замыкания от основных определенных факторов, математически может быть представлена следующим образом:

$$di_{SC}/dt = f[(dU_{пвн}/dt)_{г}; (dU_{пвн}/dt)_{л}; (dS_{КЗ}/dt)_{г}; (dS_{КЗ}/dt)_{л}; dZ/dt], \qquad (1)$$