

исходную информацию можно получить при наличии на предприятии АСКУЭ. На предприятии необходимо создать информационную базу по электропотреблению и выпуску продукции и систематически ее поддерживать.

3. По разработанному алгоритму может быть составлена компьютерная программа для оценки величины ожидаемой получасовой мощности промышленного предприятия, заявляемой в часы максимума нагрузок энергосистемы. Применение программы позволит повысить точность расчетов за электропотребление и энергетической составляющей себестоимости выпускаемой продукции.

#### ЛИТЕРАТУРА

1. П р а в и л а пользования электрической и тепловой энергией. – Минск: Редакция журнала «Тыдзень», 1996. – 176 с.
2. Ф е д о р о в, А. А. Основы электроснабжения промышленных предприятий / А. А. Федоров, В. В. Каменева. – М.: Энергоатомиздат, 1984. – 472 с.
3. Ж е л з к о, Ю. С. Выбор мероприятий по снижению потерь электроэнергии в электрических сетях: Руководство для практических расчетов / Ю. С. Железко. – М.: Энергоатомиздат, 1989. – 176 с.
4. И н с т р у к т и в н ы е материалы Государственной инспекции по энергонадзору. – М.: Энергия, 1977. – 350 с.

Представлена кафедрой  
электроснабжения

Поступила 30.05.2013

УДК 621.311.22

### **ОБОСНОВАНИЕ ПОНЯТИЯ ДОСТОВЕРНОСТИ ДУБЛИРОВАННЫХ ИЗМЕРЕНИЙ**

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

*Белорусский национальный технический университет*

Увеличение мощностей энергетических объектов, аварии на которых могут привести к значительному недоотпуску электрической и тепловой энергии и представляют большую опасность для экологии окружающей среды, требует повышения надежности измерений технологических переменных, характеризующих состояние объектов. С точки зрения надежности, измерения можно разделить на достоверные, которым сопутствуют нормальные (допустимые) погрешности измерений, и недостоверные, произведенные с аномально большими (недопустимыми) погрешностями. Последние связаны с резкими изменениями условий работы информационно-измерительной аппаратуры и чаще всего возникают в процессе измерительных преобразований. Большие погрешности могут быть также след-

ствием постепенного ухудшения параметров аппаратуры, сбоев измеряемых данных при их передаче по линиям связи и сбоев вычислительной техники при их обработке.

Аномальные погрешности характеризуют достоверность или надежность измерений, а вероятность их появления – доверительную вероятность измерений. На практике применяют различные программные эвристические методы обнаружения недостоверных измеряемых данных в темпе происходящих процессов, например в энергетике по правилу «три сигма» (квантиль  $k = 3$ ). В то же время при обработке результатов экспериментов с элементарными частицами в физике высоких энергий используют правило «пять сигм», а в ряде других технических отраслей принимают квантиль  $k = 2,5-3,5$ . Эта неопределенность приводит к субъективным решениям о том, какие результаты измерений следует считать достоверными. Недостоверные результаты измерений приводят к необнаружению возможных неисправностей электрооборудования, ошибкам в работе релейной защиты, противоаварийной автоматики и диспетчерского персонала [1].

Одним из способов повышения надежности является дублирование наиболее важных измеряемых переменных. При отсутствии больших погрешностей в качестве достоверного принимается осредненное значение дублированных измерений, в среднем более точное по сравнению с отдельно взятым измерением. Однако с увеличением небаланса дублированных измерений возникает сомнение в их достоверности.

**Вероятностно-статистический метод обоснования достоверности дублированных измерений.** Вероятностно-статистический подход к решению подобного рода задач предполагает выбор значения квантиля, определяющего неучитываемые «хвосты» распределения плотности небаланса дублированных измерений. Такой подход не учитывает технологическую сущность контролируемых переменных, а именно диапазоны, в которых переменные могут находиться в нормальных режимах работы, и законы их распределения. Выбор квантиля при этом обусловлен исключительно практической целесообразностью [2, 3].

Невязка одновременно (в момент времени  $t$ ) произведенных измерений двумя приборами одной переменной  $x(t)$  представляет собой разность показаний первого  $\bar{x}_1(t)$  и второго  $\bar{x}_2(t)$  приборов

$$\Delta x_t = \bar{x}_1(t) - \bar{x}_2(t). \quad (1)$$

Под достоверными понимают результаты измерений, погрешность которых не выходит за пределы расчетных значений. Условие достоверности дублированных измерений имеет вид [4, 5]

$$|\Delta x(t)| \leq \Delta x_{\text{доп}}, \quad (2)$$

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

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

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

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

$\sigma_{1x}$  и  $\sigma_{2x}$  – среднеквадратичные случайные погрешности измерений первым и вторым приборами:

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

$\alpha_1$  и  $\alpha_2$  – относительные расчетные погрешности приборов, учитывающие наряду с их классами точности погрешности измерительных трансформаторов тока и напряжения и каналов передачи данных;  $A_1$  и  $A_2$  – диапазоны шкал измерительных приборов.

Таким образом, если для дублированных измерений  $\bar{x}_1 t$ ,  $\bar{x}_2 t$  выполняется условие (2), то констатируется достоверность обоих измерений и в качестве наиболее вероятного значения контролируемой переменной принимается их осредненное значение (оценка), определяемое по формуле [6]

$$\hat{x}(t) = \frac{\bar{x}_1 t \sigma_{2x}^2 + \bar{x}_2 t \sigma_{1x}^2}{\sigma_{1x}^2 + \sigma_{2x}^2}. \quad (6)$$

В случае идентичности характеристик измерительных приборов имеем

$$\hat{x}(t) = \frac{1}{2} \bar{x}_1 t + \bar{x}_2 t. \quad (7)$$

Среднеквадратичная погрешность оценки переменной  $x t$  определяется следующим образом:

$$\hat{\sigma}_x = \left( \frac{\sigma_{1x}^2 + \sigma_{2x}^2}{\sigma_{1x}^2 \sigma_{2x}^2} \right)^{-\frac{1}{2}}. \quad (8)$$

Для идентичных измерений формула (8) принимает вид

$$\hat{\sigma}_x = \frac{\sigma_x}{\sqrt{2}}. \quad (9)$$

Необходимо отметить, что приведенные выше формулы корректны, если погрешности обоих измерений соответствуют расчетным точностям измерительных приборов. Однако если хотя бы одно из них произведено с грубой погрешностью, приведшей к слишком большой невязке  $\Delta x(t)$ , то это может слишком далеко увести оценку переменной  $\hat{x}(t)$  от неизвестного истинного значения  $x(t)$ .

**Технологический метод обоснования достоверности дублированных измерений.** В рамках данного метода предлагается обоснование вели-

чины квантиля исходя из технологической сущности измеряемой переменной. Необходимым условием для решения этой задачи является наличие информационной избыточности. Она обеспечивается использованием априорной и апостериорной информации. Априорной информацией служат верхняя  $x_B$  и нижняя  $x_H$  границы диапазона, в котором может находиться контролируемая переменная в нормальном режиме работы, и закон ее распределения. Эта информация может быть получена путем статистической обработки данных о режимах работы оборудования. В качестве апостериорной информации принимается величина невязки показаний приборов (1), которая позволяет количественно оценить фактическую погрешность измерений в текущий момент времени.

Постановку задачи поясняет рис. 1.

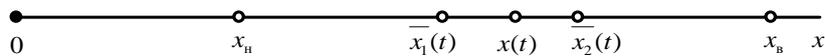


Рис. 1

При этом возможны два варианта:

- невязка дублированных измерений обусловлена погрешностью только одного измерения, а результат второго совпадает с истинным значением переменной  $x(t)$ ; тогда погрешность оценки среднего значения переменной будет равна (пессимистическая оценка)

$$\delta_{\text{изм}}^{\text{п}}(t) = \bar{x}_1(t) - \bar{x}_2(t); \quad (10)$$

- невязка дублированных измерений обусловлена погрешностью обоих измерений; тогда погрешность оценки среднего значения переменной будет равна (оптимистическая оценка)

$$\delta_{\text{изм}}^{\text{о}}(t) = \frac{1}{2} [\bar{x}_1(t) - \bar{x}_2(t)]. \quad (11)$$

Таким образом, задачу контроля достоверности дублированных измерений можно рассматривать как дихотомическую задачу выбора в качестве достоверного значения переменной осредненного значения измерений  $\hat{x}(t)$  или его наиболее вероятного замещающего значения  $x_{\text{зам}}$ . Замещающее значение определяли как среднее в диапазоне, в котором контролируемая переменная может находиться в нормальных режимах работы [7]

$$x_{\text{зам}} = \frac{1}{2}(x_H + x_B). \quad (12)$$

Погрешность замещающего значения зависит от распределения контролируемой переменной:

- для равномерного (прямоугольного) распределения

$$\delta_{\text{зам1}} = 0,2886(x_B - x_H); \quad (13)$$

- для нормального распределения

$$\delta_{\text{зам2}} = 0,0527(x_{\text{в}} - x_{\text{н}}); \quad (14)$$

- для экспоненциального лапласовского распределения

$$\delta_{\text{зам3}} = 0,1196(x_{\text{в}} - x_{\text{н}}). \quad (15)$$

Граница принятия решения о выборе в качестве достоверного осредненного результата измерения или его замещающего значения определяется из условия

$$x_{\text{дост}} = \begin{cases} x_{\text{зам}}, & \delta_{\text{изм}} \geq \delta_{\text{зам}}; \\ x_{\text{изм}}, & \delta_{\text{изм}} < \delta_{\text{зам}}. \end{cases} \quad (16)$$

Условие (16) справедливо как при погрешностях измерений противоположных знаков, когда неизвестное истинное значение переменных находится внутри диапазона невязки  $\bar{x}_1(t) - \bar{x}_2(t)$ , так и при погрешностях одинаковых знаков, соответствующих расположению истинного значения переменной вне указанного диапазона.

При пессимистической оценке погрешности измерений условие достоверности (16) с учетом (10), (13)–(15) принимает вид:

- для равномерного распределения

$$\frac{|\bar{x}_1(t) - \bar{x}_2(t)|}{x_{\text{в}} - x_{\text{н}}} < 0,2886; \quad (17)$$

- для нормального распределения

$$\frac{|\bar{x}_1(t) - \bar{x}_2(t)|}{x_{\text{в}} - x_{\text{н}}} < 0,0527; \quad (18)$$

- для лапласовского распределения

$$\frac{|\bar{x}_1(t) - \bar{x}_2(t)|}{x_{\text{в}} - x_{\text{н}}} < 0,1196. \quad (19)$$

При оптимистической оценке погрешности измерений условие достоверности (16) с учетом (11), (13)–(15) имеет вид:

- для равномерного распределения

$$\frac{|\bar{x}_1(t) - \bar{x}_2(t)|}{2(x_{\text{в}} - x_{\text{н}})} < 0,2886; \quad (20)$$

- для нормального распределения

$$\frac{|\bar{x}_1(t) - \bar{x}_2(t)|}{2(x_{\text{в}} - x_{\text{н}})} < 0,0527; \quad (21)$$

- для лапласовского распределения

$$\frac{|\bar{x}_1(t) - \bar{x}_2(t)|}{2(x_B - x_H)} < 0,1196. \quad (22)$$

Условия (17)–(22) в графической форме представлены на рис. 2–4, где  $x_{гpi}^{п(0)}$  – границы принятия решения, подмножества  $A$  и  $A \cap B$  соответствуют достоверным измерениям, а подмножества  $C$  и  $D$  – недостоверным.

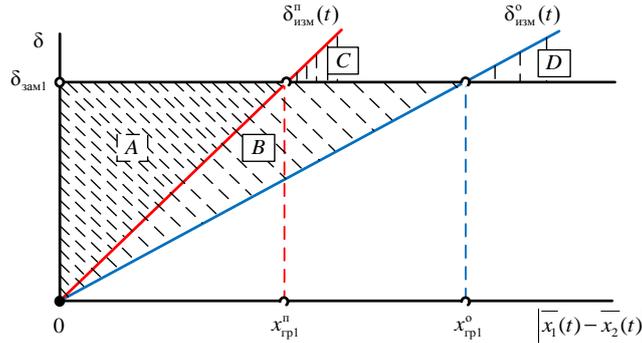


Рис. 2. Границы принятия решения при пессимистической и оптимистической оценках осредненного результата измерений для равномерного закона распределения

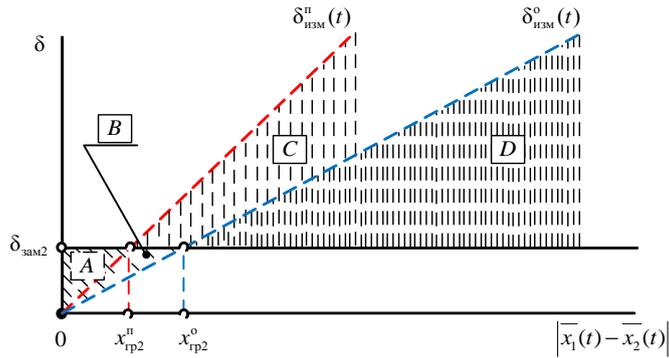


Рис. 3. Границы принятия решения при пессимистической и оптимистической оценках осредненного результата измерений для нормального закона распределения

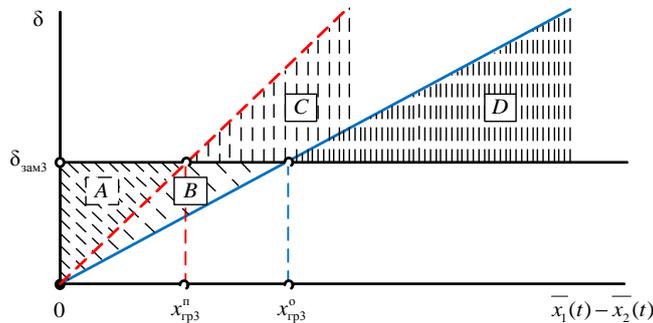


Рис. 4. Границы принятия решения при пессимистической и оптимистической оценках осредненного результата измерений для лапласовского закона распределения

Влияние законов распределения контролируемой переменной на границы принятия решения показано на рис. 5.

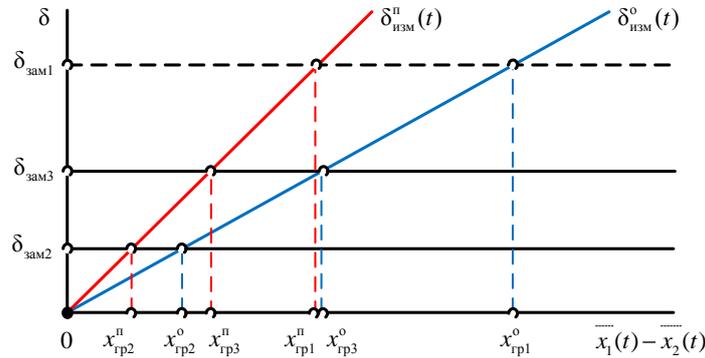


Рис. 5. Границы принятия решения при пессимистической и оптимистической оценках среднего результата измерений для различных законов распределения

Характерная особенность рассматриваемого алгоритма контроля состоит в том, что решение о достоверности дублированных измерений зависит от априорной информации о контролируемой переменной и апостериорной информации о величине небаланса показаний приборов, при этом их расчетная точность не влияет на принимаемое решение о достоверности.

**Иллюстративный пример.** Пусть максимальный и минимальный токи в контролируемой электрической цепи в нормальных условиях работы имеют значения:  $I_{\max} = 80$  А;  $I_{\min} = 40$  А. Показания дублированных датчиков в данный момент времени:  $\bar{I}_1 = 55,4$  А;  $\bar{I}_2 = 53,5$  А. Классы точности приборов одинаковы. Тогда согласно (10), (11) пессимистическая и оптимистическая погрешности измерений будут равны:  $\delta_{\text{изм}}^n(t) = 1,90$  А;  $\delta_{\text{изм}}^o(t) = 0,95$  А. Погрешности замещающих значений при разных законах распределения контролируемой переменной согласно формулам (13)–(15) составят:  $\delta_{\text{зам1}} = 11,54$  А;  $\delta_{\text{зам2}} = 2,11$  А;  $\delta_{\text{зам3}} = 4,78$  А. Так как погрешности замещения превышают погрешности измерений, в соответствии с условием (16) принимаем решение о достоверности произведенных измерений. В качестве наиболее вероятного значения переменной принимаем согласно (7) ее оптимальную оценку  $\hat{I} = 54,45$  А.

## ВЫВОДЫ

1. Показано, что вероятностно-статистический подход к контролю дублированных измерений приводит к неоднозначному решению об их достоверности из-за неопределенности, связанной с выбором квантиля, характеризующего значимость распределения плотности небаланса измерений.

2. Предложено технологическое обоснование понятия достоверности дублированных измерений, основанное на априорной информации о границах диапазона, в котором может находиться контролируемая переменная, и закона ее распределения и апостериорной информации о величине небаланса измерений.

3. Определены границы принятия решения о достоверности дублированных измерений, при выходе за которые необходимо замещать осредненное значение измеренной переменной ее наиболее вероятным значением.

#### ЛИТЕРАТУРА

1. А н и щ е н к о, В. А. Надежность измерительной информации в системах электропитания / В. А. Анищенко. – Минск: БГПА, 2000. – 128 с.
2. 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.
3. А н и щ е н к о, В. А. О понятии достоверности измерения при контроле режимов работы энергетических переменных / В. А. Анищенко // Энергетика... (Изв. высш. учеб. заведений и энерг. объединений СНГ). – 2005. – № 2. – С. 15–21.
4. А н и щ е н к о, 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.
5. А н и щ е н к о, В. А. Достоверность дублированных измерений энергетических переменных / В. А. Анищенко, А. С. Немкович // Энергетика... (Изв. высш. учеб. заведений и энерг. объединений СНГ). – 2013. – № 1. – С. 5–16.
6. Т э й л о р, Дж. Введение в теорию ошибок / Дж. Тэйлор. – М.: Мир, 1985. – 272 с.
7. 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.

Представлена кафедрой  
электропитания

Поступила 30.05.2013

УДК 621.316.125

### **СИСТЕМА АВТОМАТИЧЕСКОГО ДИСТАНЦИОННОГО МОНИТОРИНГА СОСТОЯНИЯ КОНТАКТНЫХ СОЕДИНЕНИЙ ВЫСОКОВОЛЬТНОГО ОБОРУДОВАНИЯ ЭЛЕКТРИЧЕСКИХ СЕТЕЙ**

**Канд. техн. наук, доц. ДЬЯЧЕНКО М. Д., инж. ТЕСЛЯ Ю. А.**

*Приазовский государственный технический университет*

Одной из причин возникновения аварийных ситуаций в системах электропитания является нарушение высоковольтных контактных соединений (КС). Нарушение КС приводит либо к обрыву проводника, либо к возгоранию оборудования.

В зависимости от конструкции различают болтовые, сварные, паяные и выполненные обжатием (спрессованные и скрученные) КС. Появление оксида алюминия на контактирующих токоведущих поверхностях в процессе эксплуатации ведет к резкому увеличению переходного сопротивле-