

УДК 621.311.22:658.012.001.24

**АЛГОРИТМЫ ФИЛЬТРАЦИИ
НЕДОСТОВЕРНОЙ АНАЛОГОВОЙ ИНФОРМАЦИИ
В АСУ ТП ТЭС И АЭС**

Канд. техн. наук, доц. НАЗАРОВ В. И., асп. ПРОНКЕВИЧ Е. В.

Белорусский национальный технический университет

Программно-технический комплекс АСУ ТП ТЭС и АЭС обеспечивает на нижнем уровне сбор и обработку аналоговой информации, полученной от средств измерения.

При сборе и первичной обработке аналоговых сигналов производится:

- опрос датчиков и других источников информации;
- проверка достоверности информации и сглаживание измеренных значений в соответствии с требованиями технологических алгоритмов;
- формирование признаков недостоверности информации;
- формирование массивов достоверности аналоговой информации;
- проверка выхода достоверных значений параметров за технологические уставки;
- формирование признаков существенных изменений значений аналоговых параметров ($\pm(1-5)$ % по отношению к значению параметра в предыдущем цикле опроса).

Существующие алгоритмы контроля достоверности [1, 2] в большинстве своем являются «жесткими», неспособными к адаптации, что повышает вероятность отбраковки достоверной информации.

Авторами предложены адаптационные алгоритмы фильтрации недостоверной аналоговой информации в АСУ ТП ТЭС и АЭС, которые легко реализуются в подсистемы контроля достоверности в режиме реального времени.

Алгоритм статистической фильтрации аналоговой информации. Алгоритмический модуль статистической фильтрации разработан на основе распределения Стьюдента [3] с использованием критерия В. И. Романовского [4].

Данный алгоритм основан на рекуррентной (итерационной) процедуре расчета, которая включает в себя:

1. Расчет оценки математического ожидания \hat{M}_n измеряемого сигнала $X(n)$

$$\hat{M}_n = \frac{n-1}{n} \hat{M}_{n-1} + \frac{1}{n} X(n), \quad (1)$$

где n – номер итерации или номер опроса устройством связи с объектом измерительного канала; $X(n)$ – значение измеряемой величины при n -м опросе измерительного канала; \hat{M}_{n-1} – оценка математического ожидания параметра $X(n-1)$ при $(n-1)$ -м опросе измерительного канала (при $n=1$ $\hat{M}_1 = X(1)$).

2. Определение оценки среднего квадратичного отклонения \hat{G}_n измеряемого сигнала

$$\hat{G}_n^2 = \frac{n-2}{n-1} \hat{G}_{n-1}^2 + \frac{1}{n-1} (X(n) - \hat{M}_n)^2. \quad (2)$$

Здесь \hat{G}_n^2 – оценка дисперсии измеряемого сигнала при n -м опросе измерительного канала; \hat{G}_{n-1}^2 – то же при $(n-1)$ (при $n=1$ $\hat{G}_1^2 = 0$).

3. Определение коэффициента λ_n , значение которого с вероятностью $p = 0,05$ не превышает разность $[X(n+1) - \hat{M}_n]$:

$$\lambda_n = t_n \sqrt{\hat{G}_n^2}. \quad (3)$$

Здесь

$$t_n = \begin{cases} 36,74 - 10,59n & \text{при } 2 \leq n \leq 3; \\ \frac{8,426}{n^{0,6245}} & \text{при } 4 \leq n \leq 6; \\ \frac{3,7}{n^{0,184}} & \text{при } 7 \leq n \leq 30; \\ 1,96 & \text{при } 30 < n \leq \infty, \end{cases} \quad (4)$$

где t_n – квантиль распределения Стьюдента при заданной доверительной вероятности.

Если $\lambda_n < |X(n+1) - \hat{M}_n|$, то $(n + 1)$ значение сигнала $X(n + 1)$ подлежит исключению из ряда как не заслуживающее доверия с вероятностью 95 %. Номер опроса $(n + 1)$ измерительного канала также исключается из рекуррентной процедуры.

Вывод формулы (4) осуществлялся методом аппроксимации сплайнами [5] табл. 1.

Таблица 1

№ п/п	t_n	$\ln t_n(T)$	$\ln n(T)$
2	15,56	2,744	0,693
3	4,97	1,603	1,0986
4	3,56	1,27	1,386
5	3,04	1,112	1,609
6	2,78	1,022	1,792
7	2,62	0,963	1,946
8	2,51	0,92	2,08
9	2,43	0,888	2,197
10	2,37	0,863	2,303
12	2,29	0,828	2,485
14	2,24	0,806	2,64
16	2,2	0,788	2,773
18	2,17	0,775	2,89
20	2,145	0,763	3
∞	1,96	0,673	∞

Со 2-й по 3-ю точку: точки аппроксимации осуществлялись сплайном вида

$$t_n = a + bn. \quad (5)$$

Коэффициенты a и b определяем следующим образом:

$$\frac{y-t_2}{t_3-t_2} = \frac{n-2}{3-2}$$

и, подставив значения $t_2 = 15,56$; $t_3 = 4,97$, получим

$$\frac{y-15,56}{4,97-15,56} = \frac{n-2}{1}.$$

Откуда $y = -10,59n + 36,74$; $a = 36,74$; $b = -10,59$.

С 4-й по 6-ю точку аппроксимируем сплайном вида

$$t_n = \frac{a}{n^b} = an^{-b}. \quad (6)$$

Логарифмируя формулу (6), получим:

$$\ln t_n = \ln a - b \ln n = A - b \ln n;$$

$$T = A - bN, \quad \text{где } A = \ln a, \quad N = \ln n, \quad T = \ln t_n.$$

Определяем коэффициенты A и b :

$$\begin{cases} nA - b \sum \ln n(T) = \sum \ln t_n(T); \\ A \sum \ln n(T) - b \sum \ln^2 t_n(T) = \sum (\ln t_n(T) \ln n(T)) \end{cases}$$

и далее:

$$\begin{cases} 3A - 4,7876b = 3,404; \\ 4,7876A - 7,7211b = 5,3808. \end{cases}$$

Откуда имеем:

$$A = 2,131; \quad b = 0,6245;$$

$$A = \ln a.$$

Откуда $a = 8,426$.

Затем, подставив в (6) значения a и b , получим

$$t_n = \frac{a}{n^b} = \frac{8,426}{n^{0,6245}}.$$

С 7-й по 20-ю точку аппроксимируем сплайном

$$t_n = \frac{a}{n^b} = an^{-b}. \quad (7)$$

Логарифмируя формулу (7), получим: $\ln t_n = \ln a - b \ln n = A - b \ln n$;

$$T = A - bN, \quad \text{где } A = \ln a, \quad N = \ln n, \quad T = \ln t_n.$$

Коэффициенты A и b определяем из системы:

$$\begin{cases} nA - b \sum \ln n(T) = \sum \ln t_n(T); \\ A \sum \ln n(T) - b \sum \ln^2 t_n(T) = \sum (\ln t_n(T) \ln n(T)), \end{cases}$$

и далее:

$$\begin{cases} 9A - 22,314b = 7,594; \\ 22,314A - 56,43b = 18,625. \end{cases}$$

Откуда:

$$A = 1,3; \quad b = 0,184; \quad \text{при } A = \ln a \quad a = 3,7.$$

Тогда, подставив в формулу (7) значения a и b , получим

$$t_n = \frac{a}{n^b} = \frac{3,7}{n^{0,184}}.$$

Таблица 2

№ отбора	Подогреватель	p_i , МПа
III	ПВД 5	1,25
		1,23
		1,26
		1,27
		1,22
		1,30
		1,24

Пример 1. Рассмотрим изменение давления пара в 3-м нерегулируемом отборе турбины Т-110/120-130 (табл. 2).

Ниже приведена рекурсивная процедура расчета:

1) для p_1 :

$$\hat{M}_1 = X(1) = p_1 = 1,25;$$

$$G_1^2 = 0;$$

2) для p_2 :

$$\hat{M}_2 = \frac{1}{2}\hat{M}_1 + \frac{1}{2}p_2 = 1,24;$$

$$G_2^2 = (p_2 - \hat{M}_2)^2 = 0,0001;$$

$$\lambda_2 = 0,1556; \lambda_2 > |p_3 - \hat{M}_2| = 0,02;$$

3) для p_3 :

$$\hat{M}_3 = \frac{2}{3}\hat{M}_2 + \frac{1}{3}p_3 = 1,2466;$$

$$G_3^2 = \frac{1}{2}G_2^2 + \frac{1}{2}(p_3 - \hat{M}_3)^2 = 0,00008889;$$

$$\lambda_3 = 0,146705; \lambda_3 > |p_4 - \hat{M}_3| = 0,0233;$$

4) для p_4 :

$$\hat{M}_4 = \frac{3}{4}\hat{M}_3 + \frac{1}{4}p_4 = 1,2525;$$

$$G_4^2 = \frac{2}{3}G_3^2 + \frac{1}{3}(p_4 - \hat{M}_4)^2 = 0,0001;$$

$$\lambda_4 = 0,03582; \lambda_4 > |p_5 - \hat{M}_4| = 0,0325;$$

5) для p_5 :

$$\hat{M}_5 = \frac{4}{5}\hat{M}_4 + \frac{1}{5}p_5 = 1,246;$$

$$G_5^2 = \frac{3}{4}G_4^2 + \frac{1}{4}(p_5 - \hat{M}_5)^2 = 0,000169;$$

$$\lambda_5 = 0,046088; \lambda_5 < |p_6 - \hat{M}_5| = 0,054;$$

6) для p_6 :

$$\hat{M}_6 = \frac{5}{6}\hat{M}_5 + \frac{1}{6}p_6 = 1,255;$$

$$G_6^2 = \frac{4}{5}G_5^2 + \frac{1}{5}(p_6 - \hat{M}_6)^2 = 0,000405;$$

$$\lambda_6 = 0,071347; \lambda_6 > |p_7 - \hat{M}_6| = 0,015.$$

Откуда следует, что p_1, p_2, p_3, p_4, p_5 не подлежат исключению из ряда как заслуживающие доверия с вероятностью 95 %, p_6 подлежит исключению из ряда как не заслуживающее доверия с вероятностью 95 %.

Алгоритм контроля достоверности аналоговой информации по «следящим» уставкам. Пусть имеем значение аналогового сигнала A , которое находится в диапазоне уставок, т. е. $AH \leq A \leq AB$, где AH, AB – соответственно нижняя и верхняя уставки (рис. 1).

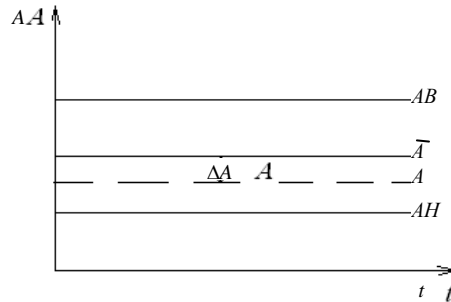


Рис. 1

$$\bar{A} = \frac{AH + AB}{2};$$

$$\Delta A = \bar{A} - A.$$

При запуске ключа ($\kappa = 0$) нижняя и верхняя уставки AH и AB находятся в допустимых пределах.

Далее проверяем условия определения ΔA в зоне $G\bar{A}$, $G = 0,05-0,1$:

- 1) если $|\Delta A| \leq G\bar{A}$, то $\kappa = 1$ и в последующем осуществляется корректировка значений AB и AH на величину ΔA ;
- 2) если же $|\Delta A| > G\bar{A}$, то должны выполняться следующие условия:

$$\left\{ \begin{array}{l} \text{если } \Delta A < 0, \text{ то } AH = AH - \Delta A; \\ \text{если } \Delta A \geq 0, \text{ то } AB = AB - \Delta A, \end{array} \right.$$

т. е. осуществляется корректировка AB или AH с таким расчетом, чтобы привести \bar{A} к A .

Пример 2. Рассмотрим измерения давления пара в 3-м нерегулируемом отборе турбины Т-110/120-130 (табл. 3).

Таблица 3

№ п/п	p_i , МПа	AH	AB	\bar{A}	$\Delta A = \bar{A} - A$	Результат
1	1,25	0	1,6	0,8	-0,45	$AH = 0,45$
2	1,23	0,45	1,6	1,025	-0,21	$AH = 0,66$
3	1,26	0,66	1,6	1,1275	-0,13	$AH = 0,79$
4	1,27	0,79	1,6	1,19375	-0,08	$AH = 0,86$
5	1,22	0,86	1,6	1,231875	0,01	$AH = 0,85$ $AB = 1,59$ $\kappa = 1$
6	1,30	0,85	1,59	1,220938	-0,08	$AH = 0,93$

Для давления p_5 выполняется неравенство $|\Delta A| \leq G\bar{A}$, и если $|\Delta A| = 0,01$, $G\bar{A} = 0,06159$, то $k = 1$.

Для давлений p_1, p_2, p_3, p_4, p_6 выполняется неравенство $|\Delta A| > G\bar{A}$, и если $\Delta A < 0$, то $AH = AH - \Delta A$.

Из табл. 3 видно, что значения давлений $p_1, p_2, p_3, p_4, p_5, p_6$, которые находятся в пределах уставок AH и AB , являются достоверными аналоговой информации по «следящим» уставкам.

ВЫВОД

Разработаны алгоритмы фильтрации недостоверной аналоговой информации в АСУ ТП ТЭС и АЭС: алгоритм статистической фильтрации на основе распределения Стьюдента и алгоритм контроля достоверности аналоговой информации по «следящим» уставкам. Данные алгоритмы являются самоадаптирующимися, что позволяет существенно повысить эффективность фильтрации недостоверной информации.

ЛИТЕРАТУРА

1. Т и п о в о й алгоритм расчета технико-экономических показателей конденсационных энергоблоков мощностью 300, 500, 800 и 1200 МВт. – М.: Союзтехэнерго, 1988.
2. Т и п о в о й алгоритм расчета технико-экономических показателей мощных теплофикационных энергоблоков. – М.: Союзтехэнерго, 1985.
3. Т е о р и я вероятностей и математическая статистика: учеб. пособие для вузов / В. Е. Гмурман. – М.: Высш. шк., 2003. – 479 с.
4. К о ч е т к о в, А. П. Краткий курс по теории вероятностей и математической статистики: учеб. пособие / П. А. Кочетков. – М.: МГИУ, 1999. – 51 с.
5. Д е м и д о в и ч, Б. П. Численные методы анализа / Б. П. Демидович, И. А. Марон, Э. З. Шувалова / под ред. Б. П. Демидовича. – М., 1967. – 368 с.

Представлена кафедрой ТЭС

Поступила 25.11.2010