

А. М. ЯКУБОВИЧ  
(Москва)

### ОПТИМАЛЬНОЕ КОМПЛЕКСИРОВАНИЕ ПРИБОРОВ С РАЗЛИЧНЫМИ ДИАПАЗОНАМИ ИЗМЕРЕНИЯ

В целом ряде задач существенное повышение точности может быть достигнуто путем измерения сигнала несколькими приборами с различными диапазонами измерения. При этом необходимо оптимальным образом обработать показания приборов с целью достижения максимальной точности измерения. В настоящей статье находится оптимальный алгоритм обработки сигналов по критерию минимума среднеквадратической ошибки.

Пусть сигнал  $x$  измеряется  $N$  приборами с выходными сигналами  $Y_1, Y_2, \dots, Y_N$ . Верхняя и нижняя границы показаний прибора с номером  $i$  ( $i=1, 2, \dots, N$ ) соответственно равны  $Y_i^+, Y_i^-$ . Сигнал  $i$ -го прибора в зоне линейности равен

$$Y_i = x + l_i x + z_i, \quad (1)$$

где

$$\omega_i = l_i x + z_i; \quad (2)$$

$z_i, l_i$  — независимые между собой в совокупности аддитивная и мультипликативная ошибки прибора.

Считаются известными плотность вероятности сигнала  $x = f_x(x)$  и погрешности  $\omega_i = f_i(\omega_i)$ . Ставится задача найти оптимальную оценку  $Y$  сигнала, используя показания приборов по критерию

$$M(Y-x)^2 = \min,$$

где  $M$  — операция математического ожидания.

Как известно [1], оптимальной оценкой  $Y$  является условное математическое ожидание  $M[x/Y_1, Y_2, \dots, Y_N]$ , которое, согласно [2], имеет вид

$$Y = \frac{\int_{-\infty}^{\infty} x f[Y_1, \dots, Y_N, x] dx}{\int_{-\infty}^{\infty} f[Y_1, \dots, Y_N, x] dx}, \quad (3)$$

где  $f[Y_1, Y_2, \dots, Y_N, x]$  — совместная плотность вероятности сигналов  $Y_1, Y_2, \dots, Y_N, x$ :

$$f[Y_1, Y_2, \dots, Y_N, x] = f[Y_1, Y_2, \dots, Y_N/x] f_x(x), \quad (4)$$

где  $f[Y_1, Y_2, \dots, Y_N/x]$  — условная плотность вероятностей  $Y_1, Y_2, \dots, Y_N$  при фиксированном значении реализации  $x$ . Условная плотность вероятности представима в виде

$$f[Y_1, Y_2, \dots, Y_N/x] = \prod_{i=1}^N f_i[Y_i/x], \quad (5)$$

где  $f_i[Y_i/x]$  — условная плотность вероятности  $Y_i$  при фиксированном значении реализации  $x$ . Покажем это. Известно [1], что

$$f[Y_1, Y_2, \dots, Y_N/x] = \prod_{j=1}^N f[Y_j/Y_{j+1}, \dots, Y_N, x].$$

Рассмотрим условную плотность вероятности  $f[Y_j/Y_{j+1}, \dots, Y_N, x]$ . Если зафиксировать значение  $x$ , то, согласно (1) и (2), реализации сигналов  $Y_{j+1}, \dots, Y_N$  дают лишь информацию о значениях ошибок  $z_{j+1}, \dots, z_N, l_{j+1}, \dots, l_N$ . Но сигналы  $z_i, l_i$  ( $i=1, \dots, N$ ) независимы по условию между собой и в совокупности и, следовательно, значения показаний  $Y_{j+1}, \dots, Y_N$  не влияют на величину условной плотности вероятности, т. е.

$$f[Y_j/Y_{j+1}, \dots, Y_N, x] = f[Y_j/x],$$

что подтверждает формулу (5).

В зоне линейности прибора ( $Y_i^+ \geq Y_i \geq Y_i^-$ ) вероятность отличия  $Y_i$  от  $x$  определяется распределением погрешности  $\omega_i$ , поэтому

$$f_i[Y_i/x] = f_i[\omega_i = Y_i - x]. \quad (6)$$

Если  $Y_i = Y_i^+$ , то вероятность этого значения равна конечной величине, а

$$f_i[Y_i/x] = \delta(Y_i - Y_i^+) \int_{Y_i^+}^{\infty} f_i[Y_i - x] dY_i, \quad (7)$$

где  $\delta$  — знак дельта-функции. При  $Y_i = Y_i^-$

$$f_i[Y_i/x] = \delta[Y_i - Y_i^-] \int_{-\infty}^{Y_i^-} f_i[Y_i - x] dY_i. \quad (7')$$

В частности, если  $z_i$  и  $l_i$  распределены по нормальному закону, то в зоне линейности

$$f_i[Y_i/x] = \frac{1}{\sqrt{2\pi [D[z_i] + x^2 D[l_i]]}} \exp - \frac{1}{2} \left[ \frac{(Y_i - x - M_{w_i})^2}{D[z_i] + x^2 D[l_i]} \right],$$

а при  $Y_i = Y_i^+$

$$f_i[Y_i/x] = \delta(Y_i - Y_i^+) \int_{Y_i^+}^{\infty} \frac{\exp - \left[ \frac{1}{2} \frac{(Y_i - x - M_{w_i})^2}{D[z_i] + x^2 D[l_i]} \right]}{\sqrt{2\pi [D(z_i) + x^2 D(l_i)]}} dY_i,$$

где  $D[z_i]$ ,  $D[l_i]$  — соответственно дисперсии  $z_i$ ,  $l_i$ ;  $M_{w_i}$  — математическое ожидание  $w_i$ .

Пусть показания  $K^+$  приборов с номерами  $i_1, \dots, i_{k^+}$  находятся на верхних границах, показания  $K^-$  приборов с номерами  $j_1, \dots, j_{k^-}$  — на нижних границах. Тогда на основании формул (3)–(7) получим выражение

$$Y = \frac{\int_{-\infty}^{\infty} x \left[ \prod_{s=1}^{K^+} \int_{Y_{i_s}^+}^{\infty} f_{i_s}(Y_{i_s} - x) dY_{i_s} \prod_{l=1}^{K^-} \int_{-\infty}^{Y_{j_l}^-} f_{j_l}(Y_{j_l} - x) dY_{j_l} \right]}{\int_{-\infty}^{\infty} \left[ \prod_{s=1}^{K^+} \int_{Y_{i_s}^+}^{\infty} f_{i_s}(Y_{i_s} - x) dY_{i_s} \prod_{l=1}^{K^-} \int_{-\infty}^{Y_{j_l}^-} f_{j_l}(Y_{j_l} - x) dY_{j_l} \right]} \times \frac{\prod_{m=1}^{N-K^+-K^-} f_{r_m}(Y_{r_m} - x) \Big| f_x(x) dx}{\prod_{m=1}^{N-K^+-K^-} f_{r_m}(Y_{r_m} - x) \Big| f_x(x) dx}. \quad (8)$$

Для дискретных сигналов с ценой разряда  $x_0$  и числом разрядов  $p$ , используя формулу (8), можно получить оптимальную оценку

$$Y_p = \frac{x_0 \sum_{n=-p}^p n \prod_{s=1}^{K^+} \sum_{b=b_{i_s}^+}^p P_{i_s}(b-n) \prod_{l=1}^{K^-} \sum_{b=-p}^{\overline{b_{j_l}^-}} P_{j_l}(b-n) \prod_{m=1}^{N-K^+-K^-} P_{r_m}(b_{r_m} - n) P_x(n)}{\sum_{n=-p}^p \prod_{s=1}^{K^+} \sum_{b=b_{i_s}^+}^p P_{i_s}(b-n) \prod_{l=1}^{K^-} \sum_{b=-p}^{\overline{b_{j_l}^-}} P_{j_l}(b-n) \prod_{m=1}^{N-K^+-K^-} P_{r_m}(b_{r_m} - n) P_x(n)}, \quad (9)$$

где  $P_i(b_i - n)$  — вероятность ошибки  $i$ -го прибора, соответствующая  $b_i - n$  разрядам;  $P_x(n)$  — вероятность значения  $nx_0$  сигнала  $x$ ;  $b_i^+$ ,  $b_i^-$  — верхняя и нижняя границы разрядов показаний  $i$ -го прибора. Индекс  $\rho$  при  $Y$  в (9) показывает, что необходимо брать ближайшее целое число разрядов.

Рассмотрим работу алгоритма (8) на примерах равновероятного и нормального законов распределения сигналов для  $N=2$ , считая, что мультипликативная погрешность отсутствует. При этом принимаем, что точность первого прибора существенно выше второго, а  $|Y_1^+| = |Y_1^-| = Y_m \leq |Y_2^+| = |Y_2^-| \ll x_m$ , где  $x_m$  — диапазон сигнала  $x$ . Для участка, где  $|Y_1| < Y_m$ , согласно формуле (8), имеем:

$$Y = \frac{\int_{-\infty}^{\infty} x \left[ \int_{Y_m^+}^{\infty} f_1(Y_1 - x) dY_1 f_2(Y_2 - x) \right] f_x(x) dx}{\int_{-\infty}^{\infty} \left[ \int_{Y_m^+}^{\infty} f_1(Y_1 - x) dY_1 f_2(Y_2 - x) \right] f_x(x) dx}, \quad (11)$$

если  $Y_1 = -Y_m$ ;

$$Y = \frac{\int_{-\infty}^{\infty} x \left[ \int_{-\infty}^{-Y_m} f_1(Y_1 - x) dY_1 f_2(Y_2 - x) \right] f_x(x) dx}{\int_{-\infty}^{\infty} \left[ \int_{-\infty}^{-Y_m} f_1(Y_1 - x) dY_1 f_2(Y_2 - x) \right] f_x(x) dx}. \quad (11')$$

Результаты вычислений по формулам (10), (11), (11') для равновероятных законов распределения сигналов (считая, что  $2a_1 \ll 2a_2 \ll 2a_x$ , где  $a_1, a_2, a_x$  — полудиапазоны соответственно  $\omega_1, \omega_2, x$ ) сведены в таблицу. На рисунке (кривая 1) приведена зависимость  $Y = f\left(\frac{Y_2 - Y_m}{\sigma_1}\right)$  при  $Y_1 = Y_m$ ,  $\sigma_1 = a_1/\sqrt{3}$ ,  $\sigma_2/\sigma_1 = 5$ .

Для нормального закона распределения сигналов на линейном участке, где  $|Y_1| < Y_m$ , из формулы (8) получим известное [2] выражение

$$Y = \frac{Y_1 \frac{1}{\sigma_1^2} + Y_2 \frac{1}{\sigma_2^2}}{\frac{1}{\sigma_1^2} + \frac{1}{\sigma_2^2} + \frac{1}{\sigma_x^2}}, \quad (12)$$

где  $\sigma_1, \sigma_2, \sigma_x$  — соответственно среднеквадратические отклонения погрешностей  $\omega_1, \omega_2$ , сигнала  $x$ . Полагаем, что  $\sigma_1 \ll \sigma_2 \ll \sigma_x$ . При  $Y_1 = Y_m$  или  $Y_1 = -Y_m$  и сигналах  $Y_2$ , для которых справедливы условия

$$\int_{Y_m}^{\infty} f_1(Y_1 - x = Y_2) dY_1 \approx 1 \quad (13)$$

или

$$\int_{-\infty}^{-Y_m} f_1(Y_1 - x = Y_2) dY_1 \approx 1,$$

будем иметь

$$Y \approx \frac{Y_2 \frac{1}{\sigma_2^2}}{\frac{1}{\sigma_2^2} + \frac{1}{\sigma_x^2}}. \quad (14)$$

№ п.п.	Соотношения сигналов	Выражение для выходного сигнала
1	$\begin{aligned} Y_1 + a_1 &\leq Y_2 + a_1 \\ Y_1 - a_1 &\geq Y_2 - a_2 \\  Y_1  &< Y_m \end{aligned}$	$Y = Y_1$
2	$\begin{aligned} Y_1 + a_1 &> Y_2 + a_2 \\ Y_1 - a_1 &\geq Y_2 - a_2 \\  Y_1  &< Y_m \end{aligned}$	$Y = \frac{Y_1 + Y_2 + a_2 - a_1}{2}$
3	$\begin{aligned} Y_1 + a_1 &\leq Y_2 + a_2 \\ Y_1 - a_1 &< Y_2 - a_2 \\  Y_1  &< Y_m \end{aligned}$	$Y = \frac{Y_1 + Y_2 + a_1 - a_2}{2}$
4	$\begin{aligned} Y_1 - a_1 &> Y_2 + a_2 \\ Y_1 + a_2 &< Y_2 - a_2 \\  Y_1  &< Y_m \end{aligned}$	$Y = 0$
5	$\begin{aligned} Y_m - a_1 &\leq Y_2 + a_2 \leq Y_m + a_1 \\ Y_2 - a_2 &\leq Y_m - a_1 \\ Y_1 &= Y_m \end{aligned}$	$Y = \frac{2}{3} \left( Y_2 + a_2 + \frac{Y_m - a_1}{2} \right)$
6	$\begin{aligned} Y_2 + a_2 &\geq Y_m + a_1 \\ Y_2 - a_2 &\geq Y_m - a_1 \\ Y_1 &= Y_m \end{aligned}$	$Y = \frac{1}{2} (Y_2 + Y_m + a_2) - \frac{1}{6} \frac{a_1^2}{Y_2 - Y_m + a_2}$
7	$\begin{aligned} Y_2 + a_2 &> Y_m + a_1 \\ Y_m + a_1 &\geq Y_2 - a_2 > Y_m - a_1 \\ Y_1 &= Y_m \end{aligned}$	$\begin{aligned} Y = Y_m + &\frac{-\frac{a_1^3}{6} - \frac{(Y_2 - Y_m - a_2)^3}{3}}{\frac{a_1^2}{2} - \frac{(Y_2 - Y_m - a_2)^2}{2}} + \\ &\frac{+ a_1 \left[ (Y_2 - Y_m + a_2)^2 - \frac{(Y_2 - Y_m - a_2)^2}{2} \right]}{+ a_1 [2 (Y_2 - Y_m + a_2) - (Y_2 - Y_m - a_2)]} \end{aligned}$
8	$\begin{aligned} Y_2 - a_2 &> Y_m + a_1 \\ Y_1 &= Y_m \end{aligned}$	$Y = Y_2$
9	$\begin{aligned} -Y_m - a_1 &\leq Y_2 - a_2 < \\ &< -Y_m + a_1 \\ Y_2 + a_2 &> -Y_m + a_1 \\ -Y_m &= Y_1 \end{aligned}$	$Y = \frac{2}{3} \left( Y_2 - a_2 - \frac{Y_m + a_1}{2} \right)$
10	$\begin{aligned} Y_2 - a_2 &\leq -Y_m - a_1 \\ Y_2 + a_2 &\geq -Y_m + a_1 \\ Y_1 &= -Y_m \end{aligned}$	$Y = \frac{1}{2} (Y_2 - Y_m - a_2) - \frac{1}{6} \frac{a_1^2}{(Y_2 + Y_m - a_2)}$

№ п.п.	Соотношения сигналов	Выражение для выходного сигнала
11	$Y_m - a_1 \geq Y_2 + a_2 >$ $> Y_m + a_1$ $Y_2 - a_2 < -Y_m - a_1$ $Y_1 = -Y_m$	$Y = -Y_m + \frac{\frac{a_1^3}{6} - \frac{(Y_2 + Y_m + a_2)^3}{3} - a_1 \times}{-\frac{a_1^2}{2} - \frac{(Y_2 + Y_m + a_2)^2}{2} - a_1 \times}$ $\times \left[ \frac{(Y_2 + Y_m - a_2)^2 - \frac{(Y_2 + Y_m + a_2)^3}{2}}{\times [2(Y_2 + Y_m - a_2) + (Y_2 + Y_m + a_2)]} \right]$
12	$Y_1 = -Y_m$ $Y_2 + a_2 < -Y_m - a_1$	$Y = Y_2$

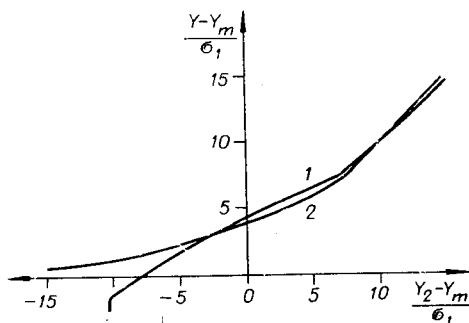
Для  $Y_1 = Y_m$  при сигналах  $Y_2$ , для которых не выполняются условия (13), интегралы в числителе и знаменателе формулы (11) не берутся. На рисунке (кривая 2) приведена приближенная зависимость  $Y = f\left(\frac{Y_2 - Y_m}{\sigma_1}\right)$  при  $Y_1 = Y_m$   $\sigma_2/\sigma_1 = 5$ .

Из рассмотрения таблицы, рисунка и формул (12)–(14) можно сделать следующие выводы.

Сигнал первого прибора на линейном участке. Сигналы приборов усредняются с учетом весов (для нормального закона) или смещений (для равномерного закона). Веса и смещения зависят от точности приборов.

Сигнал первого прибора на грани. Если сигнал  $Y_2$  существенно больше  $Y_m$ , критерием чего является условие (13), выходной сигнал определяется показаниями второго прибора.

Если условие (13) не выполняется, то при  $Y_2 = Y_m$  выходной сигнал смещен в сторону больших по абсолютной величине сигналов (для  $\sigma_2/\sigma_1 = 5$  смещение на  $(4 \div 4,2) \sigma_1$ ). По мере дальнейшего увеличения  $Y_2$  выходной сигнал  $Y$  асимптотически приближается к  $Y_2$ , если отсутствует ограничение диапазонов погрешностей. Для ограниченных диапазонов погрешностей выходной сигнал  $Y = Y_2$ , если разность  $Y_2 - Y_m$  более полусуммы диапазонов приборов или равна ей.



С уменьшением  $Y_2$  по отношению к  $Y_m$  выходной сигнал асимптотически приближается к  $Y_m$  для случая неограниченных по величине предельных погрешностей. При ограниченных предельных погрешностях выходной сигнал по мере снижения  $Y_2$  уменьшается и становится равным нулю, если разность  $Y_m - Y_2$  равна полусумме диапазонов и более.

В заключение отметим, что оценить дисперсию ошибки с учетом алгоритма (8) в общем случае довольно трудно, так как требуется применение специальной вычислительной техники.

## ЛИТЕРАТУРА

1. В. С. Пугачев. Теория случайных процессов. М., Машгиз, 1963.
2. Д. А. Браславский, А. М. Якубович. Оптимальное преобразование сигналов нескольких приборов с учетом погрешностей и отказов.— Автоматика и телемеханика, 1968, № 10.

Поступило в редакцию 13 марта 1972 г.