

## НЕЛИНЕЙНАЯ ОБРАБОТКА ДИСКРЕТНОЙ РАДИОМЕТРИЧЕСКОЙ ИНФОРМАЦИИ ПРИ ОДНОКРАТНОМ ОТСЧЕТЕ

В. Г. СЕЛИВАНОВ, К. А. СЕЛИВАНОВА

(Представлена научным семинаром научно-исследовательского института  
электронной интроскопии)

Одной из характерных особенностей систем радиометрического контроля является наличие шумов в канале обработки радиометрической информации (шумы источника излучения, собственные шумы фотоприемного устройства и т. п.). В практике контроля нередко встречаются задачи обнаружения сигнала от дефекта, лежащего на уровне шумов, так что существующие в дефектоскопии способы обработки радиометрической информации не обеспечивают требуемой надежности обнаружения дефектов. Отсюда возникает необходимость построения более эффективных обнаружителей сигнала от дефекта.

В работах [1, 2] показано, что для построения более эффективных обнаружителей сигнала от дефекта необходимо использовать модель сигнала от дефекта с неизвестными параметрами. С точки зрения математической статистики данная задача может быть сведена к задаче обнаружения в пуассоновских шумах интенсивности  $\lambda$  сигнала от дефекта.

$$S(t, \tau_0, \tau_1, A) = A_s(t, \tau_0, \tau_1), \quad (1)$$

где  $A$  — неизвестная амплитуда сигнала от дефекта;

$s(t)$  — известная функция времени;

$\tau_0$  — неизвестный параметр времени прихода сигнала от дефекта;

$\tau_1$  — неизвестный параметр длительности сигнала от дефекта.

Принимая трапецеидальную аппроксимацию сигнала от дефекта [3], будем иметь

$$s(t, \tau_0, \tau_1) = \begin{cases} \frac{t - \tau_0}{\tau_1}, & \tau_0 \leq t < \tau_0 + \tau_1 \\ 1, & \tau_0 + \tau_1 \leq t < \tau_0 + T - \tau_1 \\ \frac{T - t + \tau_0}{\tau_1}, & T - \tau_0 - \tau_1 \leq t \leq T + \tau_0 \end{cases} \quad (2)$$

Здесь  $T$  — длительность сигнала от дефекта.

При заданной скорости контроля  $v$  и заданной длине окна коллиматора детектора  $a$  имеем  $T = t_0 + \tau_1$ ,  $t_0 = \frac{a}{v}$ . (3)

Считая, что сигнал от дефекта наблюдается на интервале длительности  $T$ , будем иметь для вероятности появления на выходе детектора за время  $T$  ровно  $n$  электрических импульсов

$$P_{ш}(n) = \frac{(\lambda T)^n}{n!} e^{-\lambda T} \quad (4)$$

в случае, когда сигнал от дефекта отсутствует.

Фиксируя значения параметров  $\lambda$ ,  $\tau_0$ ,  $\tau_1$  в случае, когда сигнал от дефекта присутствует, получим

$$P_{\text{сш}}(n | \lambda, \tau_0, \tau_1) = \frac{[(\lambda + A s(t, \tau_0, \tau_1))T]^n}{n!} e^{-(\lambda + A s(t, \tau_0, \tau_1))T}. \quad (5)$$

Из (4) и (5), с учетом (3), находим логарифм отношения правдоподобия

$$z = n \ln \left[ 1 + \frac{A}{\lambda} s(t, \tau_0, \tau_1) \right] - A s(t, \tau_0, \tau_1) (\tau_1 + t_0), \quad (6)$$

Выражение (6) получено при фиксированных значениях параметров  $\tau_0$ ,  $\tau_1$ ,  $\lambda$ . В силу того, что величины этих параметров неизвестны, требуется на основании одного выборочного значения  $n$  построить оценки  $\hat{\tau}_0$ ,  $\hat{\tau}_1$ ,  $\hat{\lambda}$ .

Наиболее эффективным методом оценки неизвестных параметров является метод максимального правдоподобия. Поэтому будем искать оценки неизвестных параметров  $\hat{\lambda}$ ,  $\hat{\tau}_0$ ,  $\hat{\tau}_1$  из условия максимума выражения (5) или (6). Находя максимум (6) по параметру  $\lambda$ , получим

$$\hat{\lambda} = \frac{n - \lambda(t_0 + \tau_1)}{(t_0 + \tau_1) s(t, \tau_0, \tau_1)}. \quad (7)$$

Из (7) видим, что оценка максимального правдоподобия амплитуды сигнала от дефекта принадлежит классу линейных оценок. Подставляя (7) в (6), после несложных преобразований получаем оптимальное правило выноса решения о наличии или отсутствии сигнала от дефекта для модели сигнала от дефекта с неизвестной амплитудой при любом фиксированном значении параметра  $\tau_0$ . Оно заключается в следующем: принимается решение  $\gamma_1$  (сигнал от дефекта присутствует), если выполняется неравенство

$$n \left[ \ln \frac{n}{\lambda(t_0 + \tau_1)} - 1 \right] \geq K_{\hat{\lambda}}, \quad (8)$$

и, наоборот, принимается решение  $\gamma_0$  об отсутствии сигнала от дефекта, если (8) не выполняется.

Величина порога обнаружения  $K_{\hat{\lambda}}$  и вероятности ошибок обнаружения  $\alpha$  (вероятность ошибки ложных срабатываний) и  $\beta$  (вероятность ошибки пропуска сигнала) в данном случае легко находятся по методике, изложенной в [4].

Однако использование оптимального правила (8) при расчете реальной чувствительности дефектоскопа связано со значительными потерями полезной информации, так как неопределенность местоположения дефекта в объекте контроля приводит к нарушению однородности проверяемых гипотез (неизвестный параметр времени прихода сигнала от дефекта  $\tau_0$ ).

Итак, в силу того, что сигнал от дефекта  $S(t, \tau_0)$  является функцией неизвестного параметра  $\tau_0$ , необходимо некоторое априорное знание о параметре.

1. Аргюги известно, что параметр  $\tau_0$  представляет собой момент начала захода дефекта в зону окна детектора, то есть момент начала изменения средней интенсивности  $\lambda(T)$  в сторону увеличения (дефект имеет меньшую поглощающую способность излучения по сравнению с бездефектным поглотителем) или в сторону уменьшения (дефект обладает большей поглощающей способностью). В данной работе, не нарушая общности, будем считать, что

$$S(t, \tau_0) \geq 0, \quad (9)$$

если

$$\tau_0 \leq t \leq T + \tau_0.$$

2. Вид функции  $S(t, \tau_0)$  известен и определяется выражениями (1) и (2).

3. Предполагаем, что априори известна длительность сигнала от дефекта  $T_s$ .

4. На основании анализа большого объема эмпирических данных о характере расположения дефектов в однотипных объектах контроля или из других практических соображений всегда можно установить наименьший (по крайней мере по вероятности) интервал между двумя соседними дефектами, так что на нем с вероятностью  $P(H_0) = 1$  выполняется гипотеза  $H_0$ . Предположим, что вероятность появления двух дефектов на расстоянии ближе, чем на  $3T_s$  по оси времени, равна нулю. На этом, в самом общем случае, и ограничивается априорное знание о параметре.

Для построения алгоритма обнаружения сигнала от дефекта необходимо из выборочных данных некоторую апостериорную информацию о параметре  $\tau_0$ , то есть, другими словами, требуется найти наилучшую оценку  $\hat{\tau}_0$  истинного параметра  $\tau_0$ . Если оценка  $\hat{\tau}_0$  является несмещенной, то, принимая  $\hat{\tau}_0$  за истинное значение параметра  $\tau_0$ , приходим в среднем (с точностью до дисперсии оценки  $\hat{\tau}_0$ ) к выполнению условия однородности гипотез  $H_1$  или  $H_0$ , заключающегося в том, что при гипотезе  $H_0$  выборочные значения могут быть взяты только из шума (интенсивности  $\lambda(T)$ ), а при гипотезе  $H_1$  выборочные значения взяты из смеси сигнал+шум (интенсивности  $\lambda(T) + S(T) > \lambda(T)$ ).

Легко заметить, что вся полезная информация о сигнале от дефекта в данном случае может быть получена при выполнении двух основных условий:

а) вероятность выполнения гипотезы  $H_1$

$$P(H_1) = 1; \quad (10)$$

б) длительность  $T_s$  сигнала от дефекта и длительность интервала времени наблюдения  $T_0$  удовлетворяют равенству

$$T_0 = T_s = T. \quad (11)$$

Однако, так как оценка  $\hat{\tau}_0$  может обеспечить выполнение условия однородности проверяемых гипотез лишь в среднем (то есть лишь с точностью до дисперсии  $\hat{\tau}_0$ ), а вероятность выполнения гипотезы  $H_1$  при использовании  $\hat{\tau}_0$  как истинного значения  $\tau_0$   $P(H_1) < 1$ , то полученное таким способом правило выноса решения о наличии или отсутствии сигнала (даже если  $\hat{\tau}_0$  эффективная) от дефекта не будет оптимальным.

Действительно, так как  $\hat{\tau}_0$  имеет некоторую конечную, отличную от нуля дисперсию  $D(\hat{\tau}_0) > 0$ , то для выполнения условий считывания всей информации о сигнале от дефекта нужно потребовать, чтобы  $T_0 > T_s$ , а это противоречит условию однородности проверяемых гипотез. С другой стороны, так как  $D(\hat{\tau}_0) > 0$ , необходимым условием для выполнения условия однородности проверяемых гипотез является требование  $T_0 < T_s$ , что противоречит условиям, необходимым для считывания всей полезной информации о сигнале от дефекта. И в довершение всего равенство  $T_0 = T_s$  при  $D(\hat{\tau}_0) > 0$  не может быть выполнено, так как это приводит с вероятностью  $P(\cdot) = 1$  к нарушению однородности проверяемых гипотез.

Нахождение оптимальной структуры обнаружителя сигнала от де-

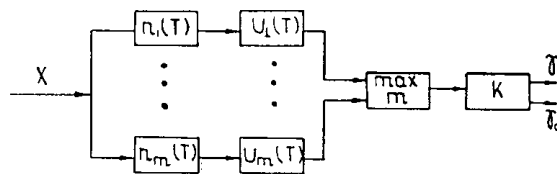
фекта (1) связано с нерешенной в теории связи проблемой совместного обнаружения и оценки параметров сигнала [5].

Однако использование дополнительной априорной информации о параметре  $\tau_0$ , указанной в пунктах 1÷4, позволяет построить близкий к оптимальному обнаружитель сигнала от дефекта с неизвестными параметрами  $\tau_0$  и  $A$ .

Правило решения (8) является оптимальным для сигнала с неизвестной амплитудой при любых фиксированных значениях параметров  $\tau_1$ ,  $\tau_0$ . Однако необходимым условием того, чтобы правило выноса (8) было оптимальным, является равенство  $\tau_0=0$ , то есть момент начала считывания информации о сигнале должен совпадать с моментом времени прихода сигнала. В противном случае нарушается условие однородности проверяемых статистических гипотез, и задача не может быть сведена к вопросу проверки простых гипотез [4].

С другой стороны, если учесть дополнительную априорную информацию о параметре  $\tau_0$ , указанную в пунктах 1÷4, можно сделать вывод о том, что оценка параметра  $\tau_0$ , заключающаяся в сравнении с порогом максимальной из  $m$  зависимых статистик (8), получаемых за интервал времени  $T$  и сдвинутых друг относительно друга по моменту начала отсчета на время  $\Delta t = \frac{3T}{m}$ , близка к оптимальной. Заметим, что оценка  $\tau_0$  в этом случае производится до обнаружения, и результаты оценки могут быть использованы лишь после принятия обнаружителем решения  $\gamma_1$  о наличии сигнала от дефекта (рис. 1), что согласуется с новейшими результатами теории совместной оценки и обнаружения [5].

Рис. 1.  $\kappa$  — канал обработки радиометрической информации;  $n_j(t)$ , ( $j=1, 2, \dots, m$ ) — сумматор числа электрических импульсов за время  $T$ ;  $U_j(t)$ , ( $j=1, 2, \dots, m$ ) — блок вычисления статистики  $U$ ;  $\left(\frac{\max}{m}\right)$  — блок поиска максимума;  $K$  — порог обнаружения;  $\gamma_1$  — решение о наличии сигнала от дефекта;  $\gamma_0$  — решение об отсутствии сигнала от дефекта.



Поэтому алгоритм обработки дискретной радиометрической информации строится следующим образом: канал обработки радиометрической информации  $\chi$  содержит в себе  $m$  идентичных сумматоров  $n_1(T)$ ,  $n_2(T)$ , ...,  $n_m(T)$ , на выходе которых мы имеем последовательность зависимых выборочных значений  $n_l(T)$ , ( $l=1, 2, \dots$ ), сдвинутых друг относительно друга по моменту начала и конца отсчета на полный интервал времени  $\Delta t = \frac{3T}{m}$ ;  $m$  идентичных блоков  $U_1(T)$ ,  $U_2(T)$ , ...,  $U_m(T)$  вычисления статистики

$$U = n(T) \left[ \ln \frac{n(T)}{\lambda T} - 1 \right]; \quad (12)$$

блок поиска максимума  $\left(\frac{\max}{m}\right)$ , выбирающий наибольшую из  $m$  статистик  $U_j$  ( $j=1, 2, \dots, m$ ) и порог обнаружения  $K$ .

Для завершения решения задачи обнаружения сигнала от дефекта (1) необходимо найти оценку  $\hat{\tau}_1$ . Нетрудно убедиться в том, что в

данном случае найти оценку максимального правдоподобия  $\hat{\tau}_{1 \max}$ , совместную с оценкой  $\hat{A}$ , не удается.

С другой стороны, из практических соображений можно указать границы изменения возможных значений параметра длительности сигнала от дефекта  $\tau_1$ , то есть

$$\tau_{1 \min} \leq \tau_1 \leq \tau_{1 \max}. \quad (13)$$

Тогда, разбивая интервал  $[\tau_{1 \min}, \tau_{1 \max}]$  на  $M$  равных подинтервалов длительности

$$\Delta\tau_1 = \Delta t = \frac{\tau_{1 \max} - \tau_{1 \min}}{M}, \quad (14)$$

можно приближенно считать, что любое значение параметра выражается следующим образом:

$$\tau_{1k} = \tau_{1 \min} + k\Delta\tau_1; \quad k=0, 1, \dots, M. \quad (15)$$

Тогда оптимальное правило выноса решения о наличии или отсутствии сигнала от дефекта с неизвестными параметрами  $A$  и  $\tau_1$  будет заключаться в следующем: принимается решение  $\gamma_1$  о наличии сигнала от дефекта, если выполняется хотя бы одно из неравенств

$$n(T_k) \left[ \ln \frac{n(T_k)}{\lambda(t_0 + \tau_k)} - 1 \right] \geq C_k, \quad (16)$$

где  $n(T_k)$  — сумма числа электрических импульсов с выхода фотодетектора за время  $T_k$ .

$$T_k = t_0 + \tau_k. \quad (17)$$

Блок-схема обнаружителя сигнала от дефекта с неизвестными параметрами  $A$ ,  $\tau_1$  представлена на рис. 2. Канал обработки радиометрической информации  $\chi$  содержит  $M$  сумматоров  $n(T_1), \dots, n(T_M)$ , вычисляющих сумму числа электрических импульсов за отрезки времени  $T_1, \dots, T_M$ ;  $M$  блоков  $U_1, U_2, \dots, U_M$  вычисления статистики (16) и  $M$  порогов обнаружения  $C_1, \dots, C_M$ .

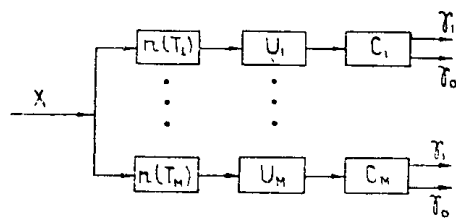


Рис. 2.  $\chi$  — канал обработки радиометрической информации;  $n_j(t)$ , ( $j=1, 2, \dots, M$ ) — сумматор числа электрических импульсов за время  $T_j$ , ( $j=1, 2, \dots, M$ );  $U_j$  — блок вычисления статистики (16);  $C_j$ , ( $j=1, 2, \dots, M$ ) — порог обнаружения;  $\gamma_1$  — решение о наличии сигнала от дефекта;  $\gamma_0$  — решение об отсутствии сигнала от дефекта.

### Выводы

1. Учет дополнительной априорной информации об ограничениях, накладываемых на параметры  $A$  и  $t_0$ , позволяет построить близкие к оптимальным обнаружители сигнала от дефекта.

2. Получена оптимальная переходная характеристика нелинейного фильтра для обнаружения сигнала от дефекта с неизвестной амплитудой.

### ЛИТЕРАТУРА

1. А. В. Покровский, В. Г. Селиванов. Дефектоскопия, 1973, № 5, 62.
2. А. В. Покровский, В. Г. Селиванов. Дефектоскопия, 1973, № 6, 7.
3. Л. К. Таточенко. Радиоактивные изотопы в приборостроении. М., Атомиздат, 1960.
4. Б. Р. Левин. Теоретические основы статистической радиотехники. Т. 11. М., «Советское радио», 1968.
5. D. Middleton, R. Esposito. Simultaneous Optimum Detection and Estimation of Signals in Noise. IEEE. Trans. Inform. Theory, 1968, 14, 3, 434—444.