

5.6. ОБНАРУЖЕНИЕ СТОХАСТИЧЕСКОГО СИГНАЛА В АДДИТИВНОМ ШУМЕ

5.6.1. Оптимальный алгоритм обнаружения. Предположим, что полезный сигнал, так же как и аддитивный независимый от сигнала шум, является нормальным случайным процессом с нулевым средним и отличается от шума только корреляционной функцией. Задача обнаружения такого сигнала состоит в проверке гипотезы, что корреляционная функция наблюдаемого процесса равна корреляционной функции шума $B_{\text{ш}}(u, v)$, против альтернативы, что корреляционная функция наблюдаемого процесса равна корреляционной функции $B_c(u, v) + B_{\text{ш}}(u, v)$ — суммы сигнала и шума.

Выберем в качестве координат наблюдаемого процесса независимые величины

$$x_k = \sqrt{\lambda_k} \int_{-T}^T x(t) \varphi_k(t) dt, \quad k = 1, 2, \dots, N, \quad (5.131)$$

где $x(t)$ — реализация принятого процесса на интервале $(-T, T)$, а λ_k и $\varphi_k(t)$ — собственные числа и собственные функции (нормированные) линейного интегрального уравнения [см. (3.118)]

$$\int_{-T}^T B_c(t, y) \varphi(y) dy = (\lambda - 1) \int_{-T}^T B_{\text{ш}}(t, y) \varphi(y) dy, \quad |t| \leq T, \quad (5.132)$$

причем нормировка собственных функций производится согласно равенству

$$\lambda_k \int_{-T}^T \int_{-T}^T B_{\text{ш}}(t, y) \varphi_k(t) \varphi_m(y) dt dy = \delta_{km}. \quad (5.133)$$

В соответствии с (3.120) логарифм отношения правдоподобия для выборки x_1, \dots, x_N конечного размера N имеет вид

$$\ln l(x_1, \dots, x_N) = \frac{1}{2} \sum_{k=1}^N \frac{\lambda_k - 1}{\lambda_k} x_k^2 - \frac{1}{2} \sum_{k=1}^N \ln \lambda_k. \quad (5.134)$$

Правило выбора решения формулируется теперь следующим образом: сигнал присутствует, если

$$\sum_{k=1}^N \frac{\lambda_k - 1}{\lambda_k} x_k^2 \geq 2 \ln c + \sum_{k=1}^N \ln \lambda_k, \quad (5.135)$$

и отсутствует, если выполняется неравенство, обратное (5.135). Таким образом, алгоритм обнаружения стохастического сигнала сводится к вычислению взвешенной суммы квадратов выборочных данных (некоррелированных координат) и сравнению с заранее устанавливаемым порогом

$$K_N = 2 \ln c + \sum_{k=1}^N \ln \lambda_k. \quad (5.136)$$

Этот алгоритм *оптимален* по любому из введенных в первой главе (непоследовательных) критериев качества. Выбор того или иного критерия отражается лишь на величине порога (константы c).

Условные вероятности ложной тревоги и пропуска сигнала определяются при помощи распределений (3.126), (3.126').

5.6.2. Обнаружение на фоне белого шума. Интерпретацию алгоритма обнаружения стохастического сигнала в аналоговой форме рассмотрим для случая, когда аддитивный шум *белый*, т. е. $B_{ш}(\tau) = N_0 \delta(\tau)$. В этом случае собственные числа λ_k равны

$$\lambda_k = 1 + \frac{1}{N_0 \mu_k}, \quad (5.137)$$

где μ_k — собственные числа линейного однородного интегрального уравнения

$$\varphi(t) = \mu \int_{-T}^T B_c(t, y) \varphi(y) dy, \quad (5.138)$$

причем собственные функции $\tilde{\varphi}_k(t)$ исходного уравнения связаны с собственными функциями уравнения (5.138) соотношением

$$\varphi_k(t) = \sqrt{N_0 \lambda_k} \tilde{\varphi}_k(t). \quad (5.139)$$

Наличие аддитивного белого шума исключает сингулярность, и, следовательно, суммы в выражении (5.134) отношения правдоподобия имеют конечные пределы при $N \rightarrow \infty$ (см. п. 3.3.14). Рассмотрим сумму в левой части (5.135) при $N \rightarrow \infty$. Подставляя вместо x_k его выражение из (5.131) и учитывая (5.132), (5.138), (5.139), получаем

$$\sum_{k=1}^{\infty} \frac{\lambda_k - 1}{\lambda_k} x_k^2 = \frac{1}{N_0} \int_{-T}^T \int_{-T}^T x(u) x(v) \left[\sum_{k=1}^{\infty} \frac{\varphi_k(u) \varphi_k(v)}{1 + N_0 \mu_k} \right] du dv. \quad (5.140)$$

Функция двух переменных

$$h(u, v) = \sum_{k=1}^{\infty} \frac{\varphi_k(u) \varphi_k(v)}{1 + N_0 \mu_k} \quad (5.141)$$

удовлетворяет интегральному уравнению (см. § 3.12)

$$\int_{-T}^T B_c(t, u) h(u, v) du + N_0 h(t, v) = B_c(t, v), \quad (5.142)$$

$$|t| \leq T, \quad |v| \leq T.$$

Действительно, подставляя в левую часть (5.142) выражение $h(u, v)$, изменяя порядок суммирования и интегрирования и учитывая (5.138), получаем

$$\int_{-T}^T B_c(t, u) h(u, v) du = \sum_{k=1}^{\infty} \frac{\varphi_k(t) \varphi_k(v)}{\mu_k (1 + N_0 \mu_k)} =$$

$$= \sum_{k=1}^{\infty} \frac{\varphi_k(t) \varphi_k(v)}{\mu_k} - N_0 \sum_{k=1}^{\infty} \frac{\varphi_k(t) \varphi_k(v)}{1 + N_0 \mu_k}.$$

Если учесть, что первая сумма и, представляет ортогональное разложение корреляционной функции сигнала

$$B_c(t, v) = \sum_{k=1}^{\infty} \frac{\varphi_k(t) \varphi_k(v)}{\mu_k}, \quad (5.143)$$

а вторая сумма в соответствии с (5.141) равна $N_0 h(t, v)$, то справедливость высказанного утверждения становится очевидной.

Используя (5.140) и (5.141), перепишем правило (5.135) выбора решения следующим образом: сигнал присутствует в белом аддитивном шуме, если для наблюдаемой реализации $x(t)$

$$\frac{1}{N_0} \int_{-T}^T \int_{-T}^T h(u, v) x(u) x(v) du dv \geq K, \quad (5.144)$$

где

$$K = 2 \ln c + \sum_{i=1}^{\infty} \ln \lambda_i \quad (5.144')$$

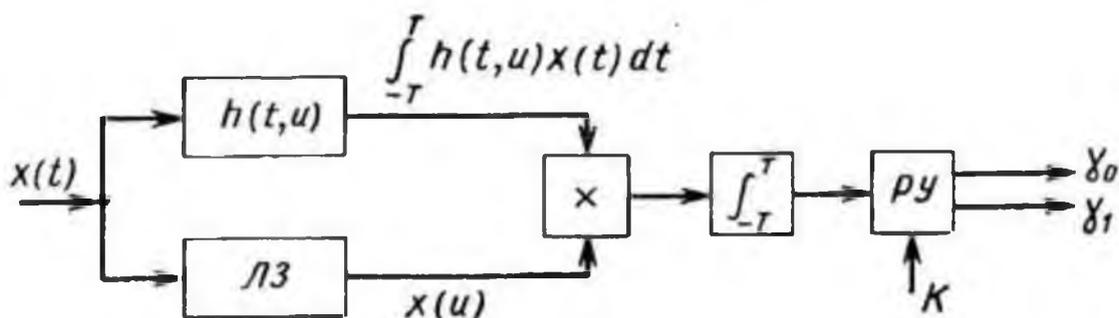


Рис. 5.5. Структурная схема оптимального обнаружителя стохастического сигнала.

и $h(u, v)$ — решение интегрального уравнения (5.142). Бесконечная сумма в (5.144') сходится и выражается через *резольвенту* ядра $B_c(t, u)$ уравнения (5.142) [см. (3.136)]. Вероятности ложной тревоги α и пропуска сигнала β определяются в рассматриваемом случае по формулам (3.141) и (3.141').

Из (5.144) следует, что оптимальное устройство обнаружения стохастического (нормального) сигнала на фоне аддитивного нормального белого шума представляет *нелинейный* фильтр второго порядка [см. п. 4.3.2], за которым следует безынерционный пороговый элемент (рис. 5.5).

Заметим, что уравнение (5.142) не отличается от (4.26). Следовательно, фильтр с характеристикой (5.141) представляет оптимальный фильтр, на выходе которого получаем оценку сигнала $\hat{\xi}(t)$ по критерию минимума среднего квадрата ошибки. Указанное обстоятельство позволяет представить неравенство (5.144) в виде

$$\frac{1}{N_0} \int_{-T}^T \hat{\xi}(v) x(v) dv \geq K. \quad (5.145)$$

Сравнивая (5.145) с правилом обнаружения детерминированного сигнала $s(t)$ на фоне аддитивного белого шума [см. (5.26)], замечаем интересную аналогию: выражение (5.145) получается из (5.26) заменой $s(t)$ на оценку $\hat{\xi}(t)$ нормального стохастического сигнала по критерию минимума среднего квадрата ошибки.

5.6.3. Энергетический приемник. Предположим, что и сигнал, и помеха представляют нормальные случайные процессы с *независимыми значениями*, нулевыми средними и дисперсиями N_c и N_0 соответственно. Оптимальное правило обнаружения сигнала по n независимым наблюдениям x_1, \dots, x_n , $x_i = x(t_i)$, $i = 1, \dots, n$ формулируется, как нетрудно доказать, следующим образом: сигнал присутствует, если

$$\frac{N_c/N_0}{N_0 + N_c} \sum_{k=1}^n x_k^2 \geq 2 \ln c + n \ln \left(1 + \frac{N_c}{N_0} \right) \quad (5.146)$$

или

$$\frac{1}{N_0} \sum_{k=1}^n x_k^2 \geq \gamma^2, \quad (5.147)$$

где

$$\gamma^2 = 2 \left(1 + \frac{N_0}{N_c} \right) \ln \left[c \left(1 + \frac{N_c}{N_0} \right)^{n/2} \right]. \quad (5.148)$$

При достаточно большом размере выборки n сумму в левой части (5.147) можно заменить интегралом

$$\frac{1}{N_0} \sum_{k=1}^n x_k^2 \sim \frac{1}{N_0} \int_{-T}^T x^2(t) dt. \quad (5.149)$$

Из (5.147) и (5.149) следует, что алгоритм обнаружения сводится к сравнению отношения энергии наблюдаемого процесса $x(t)$ к спектральной плотности шума с некоторой константой γ^2 , определяемой согласно (5.148) величиной N_c/N_0 и постоянной c (т. е. выбором критерия). Приемное устройство, осуществляющее указанную процедуру, может быть названо *энергетическим приемником*.

Так как x_k — независимые нормальные случайные величины с нулевыми средними, то случайные величины

$$\frac{1}{N_0} \sum_{k=1}^n x_k^2, \quad \frac{1}{N_c + N_0} \sum_{k=1}^n x_k^2$$

(соответственно, когда сигнала нет и когда сигнал присутствует) имеют χ^2 -распределение с n степенями свободы. Вероятности ложных тревог и правильного обнаружения равны [см. формулу (21) в задаче 3.15_ в первой книге]:

$$\alpha = 1 - \frac{\Gamma(n/2, \gamma^2/2)}{\Gamma(n/2)}, \quad (5.150)$$

$$1 - \beta = 1 - \frac{\Gamma\left(\frac{n}{2}, \frac{\gamma^2}{2} \frac{N_0}{N_c + N_0}\right)}{\Gamma(n/2)}, \quad (5.151)$$

где $\Gamma(x, y)$ — неполная гамма-функция. Если размер выборки большой ($n \gg 1$), то используя асимптотическое приближение неполной

гамма-функции $\Gamma(x, y)$ интегралом Лапласа $F(z)$ [см. (1.43) в первой книге], получаем из (5.150) и (5.151)

$$\alpha \sim 1 - F[(\gamma - \sqrt{n}) \sqrt{2}], \quad (5.152)$$

$$\beta \sim F[(\gamma \sqrt{N_0/(N_c + N_0)} - \sqrt{n}) \sqrt{2}]. \quad (5.152')$$

Заметим, что при $B_c(\tau) = N_c \delta(\tau)$ из (5.142) следует

$$h(t, v) = \frac{N_c}{N_c + N_0} \delta(t - v). \quad (5.153)$$

Подставляя (5.153) в (5.144), получаем

$$\frac{N_c/N_0}{1 + (N_c/N_0)} \frac{1}{N_0} \int_{-T}^T x^2(t) dt \geq 2 \ln c + N \ln \left(1 + \frac{N_c}{N_0}\right),$$

что по существу не отличается от (5.146). Однако в этом случае правило обнаружения *сингулярное*, так как по любой реализации конечной длительности можно при $N \rightarrow \infty$ обнаруживать сигнал с вероятностью, равной единице.

5.6.4. Последетекторное обнаружение. Рассмотрим теперь оптимальный амплитудный метод обнаружения стохастического сигнала, сохранив предположения, сделанные в начале раздела 5.5. Функции правдоподобия в этом случае имеют вид [см. (5.88)]

$$W_N(r_1, \dots, r_N | H_0) = \prod_{k=1}^N r_k e^{-r_k^2/2}, \quad r_k \geq 0, \quad (5.154)$$

$$W_N(r_1, \dots, r_N | H_1) = \prod_{k=1}^N \frac{r_k}{1 + (\sigma_c^2/\sigma^2)} e^{-r_k^2/2 [1 + (\sigma_c^2/\sigma^2)]}, \quad (5.155)$$

$$r_k \geq 0, \quad k = 1, \dots, N,$$

где σ_c^2 — дисперсия сигнала. Отношение правдоподобия равно

$$l(r_1, \dots, r_N) = \left(1 + \frac{\sigma_c^2}{\sigma^2}\right)^{-N} \exp \left\{ \frac{\sigma_c^2/\sigma^2}{2(1 + \sigma_c^2/\sigma^2)} \sum_{k=1}^N r_k^2 \right\}. \quad (5.156)$$

Правило решения формулируется так: сигнал присутствует, если сумма квадратов выборочных значений r_k превышает порог [ср. (5.147)]

$$\sum_{k=1}^N r_k^2 \geq \gamma^2, \quad (5.157)$$

где γ — та же константа, что и в (5.148) при очевидной замене N_c/N_0 на $(\sigma_c/\sigma)^2$.

Так как r_k^2 — независимые экспоненциально распределенные случайные величины, то, используя результат, указанный в задаче 3.16 первой книги, находим, что $\sum_{k=1}^N r_k^2$ имеет χ_{2N}^2 -распределение. Отсюда

следует, что формулы (5.150) и (5.151) для вероятностей ложных тревог и пропусков сигнала *сохраняются без изменения в случае оптимального амплитудного метода обнаружения*. Таким образом, оптимальные процедуры обнаружения стохастического сигнала до и после детектирования совпадают. Этого совпадения следовало ожидать. Действительно, в рассматриваемом случае функции правдоподобия для выборок фаз, когда сигнал есть и когда его нет, *не отличаются друг от друга*:

$$W_N(\vartheta_1, \dots, \vartheta_N | H_0) = W_N(\vartheta_1, \dots, \vartheta_N | H_1) = (1/2\pi)^N,$$

так как одномерная плотность вероятности фазы стационарного нормального случайного процесса не зависит от энергетического спектра (дисперсии) процесса и всегда равна $1/2\pi$, $|\vartheta_i| \ll \pi$. Отношение правдоподобия в этом случае тождественно равно единице. Отсюда следует также, что в рассматриваемом случае по независимым выборкам фазы невозможно отличить сумму сигнала и шума от чистого шума, т. е. решить задачу обнаружения стохастического сигнала.

Для осуществления фазового метода обнаружения стохастического сигнала необходимо иметь независимые выборки разности фаз*) $\Delta\vartheta_1, \dots, \Delta\vartheta_N$, где $\Delta\vartheta_i = \vartheta(t_i + \tau) - \vartheta(t_i)$, $\tau > 0$. Используя формулу (8.82) в первой книге, находим функцию правдоподобия выборки разности фаз для шума

$$W_N(\Delta\vartheta_1, \dots, \Delta\vartheta_N | H_0) = \left(\frac{1 - R_0^2}{2\pi}\right)^N \times \\ \times \prod_{k=1}^N \left[\frac{1}{1 - y_k^2} + \frac{(\pi/2) + \arcsin y_k}{(1 - y_k^2)^{3/2}} y_k \right], \quad (5.158) \\ |\Delta\vartheta_k| \leq \pi, \quad k = 1, \dots, N,$$

где

$$y_k = R_0(\tau) \cos[\vartheta(t_k + \tau) - \vartheta(t_k)]; \quad (5.159)$$

$$R_0^2(\tau) = R_{c0}^2(\tau) + R_{s0}^2(\tau), \quad (5.160)$$

$$R_{c0}(\tau) = \frac{1}{\sigma^2} \int_0^{\infty} F_{\text{ш}}(\omega) \cos(\omega - \omega_0) \tau d\omega; \quad (5.161)$$

$$R_{s0}(\tau) = \frac{1}{\sigma^2} \int_0^{\infty} F_{\text{ш}}(\omega) \sin(\omega - \omega_0) \tau d\omega; \quad (5.162)$$

$F_{\text{ш}}(\omega)$, σ^2 — энергетический спектр и дисперсия шума. Функция правдоподобия суммы сигнала и шума равна

$$W_N(\Delta\vartheta_1, \dots, \Delta\vartheta_N | H_1) = \left(\frac{1 - R_1^2}{2\pi} \right)^N \times \\ \times \prod_{k=1}^N \left[\frac{1}{1 - z_k^2} + \frac{(\pi/2) + \arcsin z_k}{(1 - z_k^2)^{3/2}} z_k \right], \quad (5.163) \\ |\Delta\vartheta_k| \leq \pi, \quad k = 1, \dots, N,$$

где

$$z_k = R_1(\tau) \cos[\vartheta(t_k + \tau) - \vartheta(t_k)]; \quad (5.164)$$

$$R_1^2(\tau) = R_{c1}^2(\tau) + R_{s1}^2(\tau); \quad (5.165)$$

$$R_{c1}(\tau) = \frac{1}{\sigma_c^2 + \sigma^2} \int_0^{\infty} [F_c(\omega) + F_{\text{ш}}(\omega)] \cos(\omega - \omega_0) \tau d\omega; \quad (5.166)$$

$$R_{s1}(\tau) = \frac{1}{\sigma_c^2 + \sigma^2} \int_0^{\infty} [F_c(\omega) + F_{\text{ш}}(\omega)] \sin(\omega - \omega_0) \tau d\omega; \quad (5.167)$$

$F_c(\omega)$, σ_c^2 — энергетический спектр и дисперсия сигнала.

Обозначая

$$R^2(\tau) = R_c^2(\tau) + R_s^2(\tau), \quad (5.168)$$

где

$$R_c(\tau) = \frac{1}{\sigma_c^2} \int_0^{\infty} F_c(\omega) \cos(\omega - \omega_0) \tau d\omega, \quad (5.169)$$

$$R_s(\tau) = \frac{1}{\sigma_c^2} \int_0^{\infty} F_c(\omega) \sin(\omega - \omega_0) \tau d\omega, \quad (5.170)$$

находим из (5.165) — (5.167)

$$R_1(\tau) = \frac{\sigma^2 R_0(\tau) + \sigma_c^2 R(\tau)}{\sigma^2 + \sigma_c^2}. \quad (5.171)$$

Отношение правдоподобия равно

$$l(\Delta\vartheta_1, \dots, \Delta\vartheta_N) = \left(\frac{1-R_1^2}{1-R_0^2} \right)^N \times \\ \times \prod_{k=1}^N \left[\frac{1-y_k^2}{1-z_k^2} \frac{1+z_k(\pi/2 + \arcsin z_k)(1-z_k^2)^{-1/2}}{1+y_k(\pi/2 + \arcsin y_k)(1-y_k^2)^{-1/2}} \right], \quad (5.172) \\ |\Delta\vartheta_i| \leq \pi, \quad i=1, \dots, N.$$

Исследование общего случая представляется весьма трудным. Ограничимся случаем, когда выборки шума $\vartheta(t_k + \tau)$ и $\vartheta(t_k)$ не коррелированы, т. е. когда $R_0(\tau) \equiv 0$, $\tau > 0$ [см. (8.81) в первой книге] и когда $\sigma_c^2 \ll \sigma^2$ (слабый сигнал). При этих условиях из (5.171) следует

$$R_1(\tau) = (\sigma_c/\sigma)^2 R(\tau). \quad (5.173)$$

Полагая в (5.172) $R_0(\tau) \equiv 0$, используя (5.173), разлагая в ряд $\ln l(\Delta\vartheta_1, \dots, \Delta\vartheta_N)$ по степеням R и пренебрегая малыми величинами порядка $o(R^2)$, получаем

$$\ln l(\Delta\vartheta_1, \dots, \Delta\vartheta_N) \approx \frac{\pi R}{2} \left(\frac{\sigma_c}{\sigma} \right)^2 \sum_{k=1}^N \cos \Delta\vartheta_k + \\ + R^2 \left(\frac{\sigma_c}{\sigma} \right)^4 \left(2 - \frac{\pi^2}{8} \right) \sum_{k=1}^N \cos^2 \Delta\vartheta_k - NR^2 \left(\frac{\sigma_c}{\sigma} \right)^4. \quad (5.174)$$

Заменяя $\cos^2 \Delta\vartheta_k$ его средним значением, равным $1/2$, получаем из (5.174) следующее правило выбора решения: сигнал присутствует, если

$$\sum_{k=1}^N \cos \Delta\vartheta_k \geq \frac{2}{\pi R} \left(\frac{\sigma}{\sigma_c} \right)^2 \ln c + \frac{N\pi R}{8} \left(\frac{\sigma_c}{\sigma} \right)^2. \quad (5.175)$$

Оптимальная процедура обнаружения состоит в сравнении выхода интегратора (сумматора) косинусов разности фаз с заранее установленным порогом.

Если $N \gg 1$, то распределение суммы независимых случайных величин $\cos \Delta\vartheta_k$ близко к нормальному со средними и дисперсией, равными (см. п. 8.4.4 в первой книге)

$$m_1 \left\{ \sum_{k=1}^N \cos \Delta\vartheta_k \mid H_0 \right\} = 0, \quad (5.176)$$

$$m_1 \left\{ \sum_{k=1}^N \cos \Delta\vartheta_k \mid H_1 \right\} = \frac{N\pi R}{4} \left(\frac{\sigma_c}{\sigma} \right)^2, \quad (5.177)$$

$$M_2 \left\{ \sum_{k=1}^N \cos \Delta\vartheta_k \mid H_0 \right\} = M_2 \left\{ \sum_{k=1}^N \cos \Delta\vartheta_k \mid H_1 \right\} = \frac{N}{2}. \quad (5.178)$$

Вероятности ложных тревог и пропусков сигнала равны

$$\alpha = 1 - F \left[\frac{4 \ln c}{\pi R \sqrt{2N}} \left(\frac{\sigma}{\sigma_c} \right)^2 + \frac{\pi R}{8} \left(\frac{\sigma_c}{\sigma} \right)^2 \sqrt{2N} \right], \quad (5.179)$$

$$\beta = F \left[\frac{4 \ln c}{\pi R \sqrt{2N}} \left(\frac{\sigma}{\sigma_c} \right)^2 - \frac{\pi R}{8} \left(\frac{\sigma_c}{\sigma} \right)^2 \sqrt{2N} \right]. \quad (5.180)$$