

# Лекція № 24

з дисципліни **“Сигнали та процеси в  
радіотехніці”**

Частина друга **“Статистична  
радіотехніка”**

# Тема 8. ОПТИМАЛЬНИЙ ПРИЙОМ СИГНАЛІВ

## 8.3. Апостеріорна щільність ймовірності параметрів радіосигналу

Обробка й аналіз прийнятого коливання можуть здійснюватися двома методами: дискретним і неперервним.

Під час дискретної обробки вибіркові значення прийнятого коливання  $\xi(t)$  описуються спільними щільностями ймовірності корисного сигналу та шуму відповідно

$$f_{\xi}(\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_m)$$

$$f_n(n_1, n_2, \dots, n_m)$$

Нехай сигнал

$$s(t) = s(t, \lambda) \quad (8.14)$$

залежить від одного невідомого неперервного параметра  $\lambda$ , що має апріорну щільність ймовірності  $f_{pr}(\lambda)$ .

Всі відомості, які можна отримати про параметр після приймання коливання  $\xi(t)$ , укладені в умовній щільності ймовірності, яка є апостеріорною щільністю ймовірності

$$\xi(t) = f(\lambda / \xi_1, \dots, \xi_m) \quad (8.15)$$

# Відповідно до теореми множення ймовірностей

$$f(\lambda, \xi_1, \dots, \xi_m) = f_{\xi}(\xi_1, \dots, \xi_m) f(\lambda / \xi_1, \dots, \xi_m) = f_{pr}(\lambda) f_{\lambda}(\xi_1, \dots, \xi_m / \lambda) \quad (8.16)$$

$$f_{ps}(\lambda) = k f_{pr}(\lambda) f_{\lambda}(\xi_1, \dots, \xi_m / \lambda) \quad (8.17)$$

Розглянута як функція від  $\lambda$ , умовна щільність ймовірності

$$L(\lambda) = f_{\lambda}(\xi_1, \dots, \xi_m / \lambda) \quad (8.18)$$

по суті є функцією правдоподібності.

Тоді формулу (8.17) можна записати в остаточному вигляді

$$f_{ps}(\lambda) = k f_{pr}(\lambda)L(\lambda) \quad (8.19)$$

$$k = \left[ \int f_{pr}(\lambda)L(\lambda)d\lambda \right]^{-1} \quad (8.20)$$

Формула (8.19) являє математичний запис теореми Байєса.

Якщо параметр  $\lambda$  є дискретним і може приймати тільки одне з декількох можливих значень  $\lambda_i$  із апіорними ймовірностями  $p_{pr}(\lambda_i)$ , то апостеріорні ймовірності цих значень визначаються за формулою

$$p_{ps}(\lambda_i) = k p_{pr}(\lambda_i)L(\lambda_i) \quad (8.21)$$

$$k = \left[ \sum_{i=1}^v p_{pr}(\lambda_i)L(\lambda_i) \right]^{-1} \quad (8.22)$$

Якщо сигнал залежить від безперервних параметрів

$$s(t) = s(t, \lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_\mu)$$

то формула (8.19) буде мати вигляд

$$f_{ps}(\lambda_1, \dots, \lambda_\mu) = k f_{pr}(\lambda_1, \dots, \lambda_\mu) L(\lambda_1, \dots, \lambda_\mu) \quad (8.23)$$

$$k = \left[ \int \dots \int f_{pr}(\lambda_1, \dots, \lambda_\mu) L(\lambda_1, \dots, \lambda_\mu) d\lambda_1 \dots d\lambda_\mu \right]^{-1} \quad (8.24)$$

Розглянемо випадок, коли прийняте коливання являє собою адитивну суміш корисного сигналу й нормального білого шуму. Нехай здійснюються дискретні спостереження, коли відлики беруться через рівновіддалені моменти часу. Розіб'ємо інтервал спостереження рівновіддаленими точками  $\Delta = t_i - t_{i-1}$ .

Позначимо осереднені за елементарний інтервал часу значення коливання, сигналу й шуму відповідно через

$$\xi_i = \frac{1}{\Delta} \int_{t_i - \Delta}^{t_i} \xi(t) dt \quad (8.25)$$

$$S_i(\lambda) = \frac{1}{\Delta} \int_{t_i - \Delta}^{t_i} S(t, \lambda) dt \quad (8.26)$$

$$n_i = \frac{1}{\Delta} \int_{t_i - \Delta}^{t_i} n(t) dt \quad (8.27)$$

$$n_i = \xi_i - S_i(\lambda) \quad (8.28)$$

Випадкові величини  $n_i$  є нормально розподіленими й, згідно (8.27), мають наступні характеристики:

$$f_n(n_1, \dots, n_m) = f_1(n_1) \dots f_1(n_m) = \left(\pi \frac{N_0}{\Delta}\right)^{-\frac{m}{2}} \exp\left\{-\frac{1}{N_0} \sum_{i=1}^m n_i^2 \Delta\right\}$$

$$M[n_i] = 0$$

$$\sigma_i^2 = M[n_i^2] = \frac{N_0}{2\Delta}$$

$$M[n_i n_j] = 0, \quad i \neq j$$



При дискретному спостереженні функцію правдоподібності у формулі (8.23) потрібно вважати рівною

$$L(\lambda) = \left(\pi \frac{N_0}{\Delta}\right)^{-\frac{m}{2}} \exp\left\{-\frac{1}{N_0} \sum_{i=1}^m [\xi(t_i) - S(t_i, \lambda)]^2 \Delta\right\} \quad (8.29)$$

Для сигналу, що залежить від декількох параметрів, функція правдоподібності

$$L(\lambda_1, \dots, \lambda_\mu) = \left(\pi \frac{N_0}{\Delta}\right)^{-\frac{m}{2}} \exp\left\{-\frac{1}{N_0} \sum_{i=1}^m [\xi(t_i) - S(t_i, \lambda_1, \dots, \lambda_\mu)]^2 \Delta\right\} \quad (8.30)$$

Щоб перейти до випадку неперервного спостереження, потрібно у формулах (8.29) і (9.30) перейти до межі  $\Delta \rightarrow 0$

$$F(\lambda) = \lim_{\Delta \rightarrow 0} L(\lambda) \quad (8.31)$$

Здійснюючи граничний перехід, отримаємо

$$f[n(t)] = \exp \left\{ -\frac{1}{N_0} \int_{t_0}^{t_0 + T} n^2(t) dt \right\} \quad (8.32)$$

$$F(\lambda) = \exp \left\{ -\frac{1}{N_0} \int_{t_0}^{t_0 + T} [\xi(t) - S(t, \lambda)]^2 dt \right\} \quad (8.33)$$

Таким чином, при неперервній обробці

$$f_{ps}(\lambda) = k f_{pr}(\lambda) F(\lambda) \quad (8.34)$$

При вирішенні основних задач оптимального прийому оперують також з відношенням правдоподібності. Воно являє собою відношення функцій (при дискретній обробці) або функціоналів (при безперервній обробці) правдоподібності при наявності й відсутності сигналу

$$l(\lambda) = \frac{F(\lambda)|_{S(t, \lambda) \neq 0}}{F(\lambda)|_{S(t, \lambda) = 0}} = \frac{\exp\left\{-\frac{1}{N_0} \int_{t_0}^{t_0+T} [\xi(t) - S(t, \lambda)]^2 dt\right\}}{\exp\left\{-\frac{1}{N_0} \int_{t_0}^{t_0+T} \xi^2(t) dt\right\}} \quad (8.35)$$

Розглянемо на прикладі процедуру формування апостеріорної щільності ймовірності параметрів радіосигналу й з'ясуємо якісний вплив на її значення окремих факторів.

Потрібно на основі аналізу прийнятого коливання радара

$$\xi(t) = S(t - \tau) + n(t), \quad 0 \leq t \leq T \quad (8.36)$$

визначити з мінімальною похибкою величину  $\tau$ .

При цьому

$$f_{ps}(\tau) = k f_{pr}(\tau) \exp \left\{ -\frac{1}{N_0} \int_0^T [\xi(t) - S(t - \tau)]^2 dt \right\} \quad (8.37)$$

Враховуючи, що енергія сигналу

$$E = \int_0^T S^2(t - \tau) dt \quad (8.38)$$

можна записати

$$f_{ps}(\tau) = k f_{pr}(\tau) \exp\left(-\frac{E}{N_0}\right) \exp[q(\tau)] \quad (8.39)$$

$$q(\tau) = \frac{2}{N_0} \int_0^T \xi(t) S(t - \tau) dt \quad (8.40)$$

Множник  $\exp(-E/N_0)$  можна також включити в постійну  $k$ , тоді

$$f_{ps}(\tau) = k f_{pr}(\tau) \exp[q(\tau)] \quad (8.41)$$

Звідси випливає, що при відомій апріорній щільності ймовірності й спектральній інтенсивності  $N_0$  визначення апостеріорної щільності ймовірності еквівалентно знаходженню функції  $q(\tau)$ .

Права частина формули (8.41) з точністю до постійного множника відтворює вираз для кореляційної функції між  $\xi(t)$  і  $S(t-\tau)$ . Тому функція  $q(\tau)$  характеризує міру взаємної кореляції між прийнятим коливанням  $\xi(t)$  і корисним сигналом  $S(t-\tau)$ . Відповідно до цього пристрій для формування  $q(\tau)$  називається *кореляційним приймачем*. Така назва зберігається при вимірюванні будь-якого параметра сигналу, а не тільки часового запізнювання  $\tau$ . Загальний вираз для одержання  $q(\tau)$  має вигляд

$$q(\lambda) = \frac{2}{N_0} \int_0^T \xi(t) S(t, \lambda) dt \quad (8.42)$$

## 8.4. Кореляційний прийом випадкових сигналів

Знайдемо основні ймовірнісні характеристики на виході кореляційного приймача. Нехай істинне значення параметра  $\tau$  в прийнятій реалізації  $\xi(t)$  дорівнює  $\tau_0$ , тобто

$$\xi(t) = S(t - \tau_0) + n(t) \quad (8.43)$$

Підставивши цей вираз  $\xi(t)$  в (8.42), функцію  $q(\tau)$  можна представити у вигляді суми двох доданків

$$q(\tau) = q_s(\tau) + q_n(\tau) \quad (8.44)$$



$$q_s(\tau) = \frac{2}{N_0} \int_0^T S(t - \tau)S(t - \tau_0)dt \quad (8.45)$$

$$q_n(\tau) = \frac{2}{N_0} \int_0^T n(t)S(t - \tau)dt \quad (8.46)$$

Функція  $q_s(\tau)$ , що одержана на виході кореляційного приймача, являє собою «автокореляційну функцію» вхідного корисного сигналу й називається *сигнальною функцією*. Якщо в прийнятому коливанні  $\xi(t)$  корисний сигнал відсутній, то сигнальна функція дорівнює нулю. Функція  $q_n(\tau)$  на виході приймача обумовлена шумом і є «взаємокореляційною функцією» між шумом й вхідним корисним сигналом, яка називається *шумовою функцією*.

Визначальне розходження між сигнальною й шумовою функціями полягає в тому, що перша при кожному фіксованому значенні є детермінованою, а друга – випадковою.

Розглянемо характер сигнальної й шумової функцій. Сигнальна функція має максимум при  $\tau = \tau_0$ , що дорівнює

$$q_{s \max}(\tau_0) = \frac{2E}{N_0} = Q \quad (8.47)$$

Формула (8.46) показує, що шумова функція формується з нормального білого шуму в результаті лінійного перетворення. Тому при кожному фіксованому значенні  $\tau$  вона має нормальну щільність ймовірності з параметрами

$$M[q_n(\tau)] = \frac{2}{N_0} \int_0^T M[n(t)]S(t - \tau)dt = 0 \quad (8.48)$$

$$\sigma_n^2 = M[q_n^2(\tau)] = \quad (8.49)$$

$$= \frac{4}{N_0^2} \int_0^T \int_0^T M[n(t_1)n(t_2)]S(t_1 - \tau)S(t_2 - \tau)dt_1dt_2 = \frac{2E}{N_0}$$

З формул (8.47) і (8.49) видно, що відношення найбільшого значення сигнальної функції до середнього квадратичного значення шумової функції дорівнює

$$q_{s \max}(\tau_0) / \sigma_n = \sqrt{Q} = \sqrt{2E / N_0} \quad (8.50)$$

Максимальне значення сигнальної функції й дисперсія шумової функції дорівнюють однієї й тій же величині

$$Q = \frac{2E}{N_0} \quad (8.51)$$

Величина  $Q$ , яка рівна відношенню подвоєної енергії сигналу до спектральної інтенсивності шуму, називається *відношенням сигнал/шум по потужності* на вході приймача.

Для з'ясування характеру зміни шумової функції залежно від  $\tau$  знайдемо кореляційну функцію  $q_n(\tau)$ . Скориставшись формулами (8.46) і (8.13), отримаємо

$$\begin{aligned} M[q_n(\tau_1)q_n(\tau_2)] &= \frac{4}{N_0^2} \int_0^T \int_0^T M[n(t_1)n(t_2)]S(t_1 - \tau_1)S(t_2 - \tau_2)dt_1dt_2 = \\ &= \frac{N_0}{2} \int_0^T S(t - \tau_1)S(t - \tau_2)dt \end{aligned} \quad (8.52)$$

Порівнюючи підінтегральні вирази у формулах (8.45) і (8.52), можна зробити висновок, що вони за характером однакові. Отже, кореляційна функція для  $q_n(\tau)$  за формою подібна сигнальній функції  $q_s(\tau)$  і являє собою автокореляційну функцію сигналу на вході.

На практиці взаємокореляційну функцію  $q(\tau)$  для декількох фіксованих значень  $\tau$  можна отримати за допомогою простого кореляційного приймача (рис.).

