

В. А. ОМЕЛЬЧЕНКО, д-р физ.-мат. наук, А. В. ОМЕЛЬЧЕНКО,  
Я. П. ДРАГАН, канд. физ.-мат. наук, О. А. КОЛЕСНИКОВ

**РАСПОЗНАВАНИЕ ГАУССОВСКИХ ПЕРИОДИЧЕСКИ  
КОРРЕЛИРОВАННЫХ СЛУЧАЙНЫХ СИГНАЛОВ. СООБЩЕНИЕ 1.**

Ряд физических явлений, стохастических по природе, но обладающих периодичностью, можно описать математической моделью в виде периодически коррелированных случайных процессов (ПКСП) [1—4]. Такие ситуации возникают, в частности, в радиолокации при приеме сигналов, отраженных вращающимися объектами или взволнованной поверхностью раздела двух сред. Модель ПКСП учитывает повторяемость явлений и их случайность. Использование этой модели открывает новые возможности в задачах обработки нестационарных сигналов со свойствами периодичности.

Решим задачу распознавания нестационарных сигналов на основе модели периодически коррелированных гауссовских случайных процессов.

*Вероятностная модель сигналов в виде периодически коррелированной случайной последовательности.* Рассмотрим некоторые особенности модели сигнала в виде ПКСП. Ограничимся случаем, когда сигнал задан на счетном множестве точек  $l = 0, \pm 1, \pm 2, \dots$ , т. е. является случайной последовательностью.

Случайная последовательность  $X(l)$ ,  $l = \overline{-\infty, \infty}$  периодически коррелирована, если существует такое целое число  $N$ , при котором ее среднее  $\mu(l)$  и ковариация  $K(l, s)$  удовлетворяют условиям [1; 2

$$\mu(l + N) = \mu(l), \quad K(l + N, s + N) = K(l, s), \quad l, s = \overline{-\infty, \infty}.$$

Известно, что периодически коррелированная случайная последовательность  $X(l)$ ,  $l = \overline{-\infty, \infty}$  гармонизируема и допускает представление [4]

$$X(l) = \int_0^{2\pi} e^{il\lambda} dZ(\lambda). \quad (1)$$

Здесь  $Z(\lambda)$  — комплекснозначная функция. Если при этом  $Z(\lambda)$  абсолютно непрерывна, то разложение (1) примет вид [1]

$$X(l) = \int_0^{2\pi} e^{il\lambda} z(\lambda) d\lambda, \quad (2)$$

где

$$z(\lambda) = \frac{dZ}{d\lambda} = \frac{1}{2\pi} \sum_{l=-\infty}^{\infty} X(l) e^{-il\lambda}. \quad (3)$$

Гауссовские случайные последовательности описываются спектральными функциями [1; 3]

$$f(\lambda, \mu) = M [z(\mu) \bar{z}(\lambda)].$$

Здесь  $M(\cdot)$  — символ математического ожидания. Для периодически коррелированной случайной последовательности спектральная функция сосредоточена на  $2N - 1$  отрезках прямых, задаваемых уравнениями

$$\lambda = \mu + p \frac{2\pi}{N}, \quad p = \overline{-N + 1, N - 1}, \quad (4)$$

которые находятся в квадрате  $\lambda, \mu \in [0, 2\pi) \times [0, 2\pi)$  [1; 2].

Рассмотрим особенности спектральных функций периодически коррелированных последовательностей, заданных на конечном интервале.

Случайную последовательность  $X_W(l)$  представим в виде  $X_W(l) = W(l)X(l)$ ,  $l = \overline{-\infty, \infty}$ , где функция временного окна

$$W(l) = \begin{cases} 1, & \text{если } l = \overline{0, n-1}; \\ 0, & \text{если } l \neq \overline{0, n-1}. \end{cases}$$

Тогда с учетом (3) Фурье-трансформанта последовательности  $X_W(l)$

$$z_W(\lambda) = \frac{1}{2\pi} \sum_{l=0}^{n-1} e^{-i\lambda l} X_W(l) = \int_0^{2\pi} \varphi(\lambda - \mu) z(\mu) d\mu. \quad (5)$$

Здесь  $\varphi(\lambda)$  — частотная характеристика окна,

$$\varphi(\lambda) = \frac{1}{2\pi} \sum_{l=-\infty}^{\infty} W(l) e^{-i\lambda l}.$$

На основании выражений (4) и (5) установим следующую связь спектральной функции  $f_W(\lambda_1, \lambda_2)$  последовательности  $X_W(l)$  со спектральной функцией исходной последовательности

$$f_W(\lambda_1, \lambda_2) = \sum_{p=-N+1}^{N-1} \int_0^{2\pi} \varphi(\lambda_1 - \mu) \varphi\left(\lambda_2 - \mu + \frac{2\pi}{N} p\right) f\left(\mu, \mu + p \frac{2\pi}{N}\right) d\mu.$$

Отсюда следует, что при  $n \gg N$  спектральная функция периодически коррелированной последовательности, заданной на интервале  $[0, n - 1]$ , в основном сосредоточена внутри узких полосок шириной  $\Delta \cong 1/n$ , ограниченных параллельными прямыми

$$\lambda_1 = \lambda_2 + p \frac{2\pi}{N} + \Delta \quad (6)$$

и

$$\lambda_1 = \lambda_2 + p \frac{2\pi}{N} - \Delta, \quad p = \overline{-N + 1, N - 1}.$$

Байесовское решающее правило распознавания гауссовских периодически коррелированных сигналов. Задача распознавания формулируется следующим образом.

Пусть распознаванию подлежат  $M$  сигналов  $X^i(l)$ ,  $i = \overline{1, M}$ ,  $l = \overline{0, n-1}$ , являющихся отрезками гауссовских периодически коррелированных случайных последовательностей с периодом коррелированности  $N_i \ll n$  ( $i = \overline{1, M}$ ), математические ожидания сигналов  $\mu^i(l) = M[X^i(l)] = 0$ , ( $l = \overline{0, N-1}$ ) и выполняется условие перемешивания

$$\lim_{u \rightarrow \pm\infty} K_i(l, l+u) = 0,$$

где  $K_i(l, l+u) = M[X^i(l)X^i(l+u)]$ . Полагаем, что сигналы появляются с априорными вероятностями  $P_i$  и заданы обучающими выборками  $x^i(l)$ ,  $l = \overline{0, n-1}$ ,  $i = \overline{1, M}$ .

Предъявленную реализацию  $x^i(l)$ ,  $l = \overline{0, n-1}$  необходимо отнести к одному из  $M$ -сигналов.

Байесовское решающее правило распознавания  $M$  полностью заданных сигналов

$$\max_{i=\overline{1, M}} \{P_i W(x/i)\}, \quad (7)$$

в случае простой функции потерь для гауссовских сигналов [5—7]

$$\min_{i=\overline{1, M}} \{x^{tr} K_i^{-1} x + \ln |K_i| - 2 \ln P_i\}. \quad (8)$$

Здесь  $W(x/i)$  — функция правдоподобия вектора  $x$ ;  $K_i = M[x^i x^{i tr}]$  — ковариационная матрица  $i$ -го сигнала;  $tr$  — символ транспонирования вектора;  $|K_i|$  — определитель матрицы  $K_i$ ;  $K_i^{-1}$  — матрица, обратная  $K_i$ .

Приведем решающее правило (8) к виду, учитывающему особенности модели сигналов в виде ПКСП.

Преобразуем квадратичную форму в (8)

$$x^{tr} K_i^{-1} x = z^{*} F_i^{-1} z, \quad (9)$$

где вектор спектрального представления сигналов  $\vec{z} = Wx$  (10); ковариационная матрица  $i$ -го сигнала в спектральной области

$$F_i = M[z z^{*}] = W K_i W^{-1}; \quad (11)$$

$W$  — унитарная матрица преобразования Фурье с элементами

$$w(k, l) = \frac{1}{n} e^{i(k-1)(l-1)}, \quad k, l = \overline{0, n-1},$$

$$e = \exp\left\{-i \frac{2\pi}{n}\right\};$$

⊗ — символ комплексного транспонирования матрицы. Компоненты вектора  $\vec{z}$  определяются в соответствии с (10)

$$z_m = \frac{1}{n} \sum_{l=0}^{n-1} x(l) e^{-j \frac{2\pi}{n} ml}, \quad m = \overline{0, n-1}. \quad (12)$$

Из (5), (12) получим

$$z_m = \frac{2\pi}{n} z_W \left( \frac{2\pi}{n} m \right), \quad m = \overline{0, n-1};$$

$$f_{ms} = \left( \frac{2\pi}{n} \right)^2 f_W \left( \frac{2\pi}{n} m, \frac{2\pi}{n} s \right), \quad m, s = \overline{0, n-1},$$

где  $f_{ms} = \mathbf{M} [z_m z_s^*]$ . Согласно (6) коррелированными являются лишь отсчеты  $z_m$ , следующие с интервалом  $L_i = n/N_i$ , что соответствует  $\Delta \lambda_i = 2\pi/N_i$ .

Этот вывод позволяет представить квадратичную форму (9) в виде

$$\vec{x}^{tr} K_i^{-1} \vec{x} = \sum_{v=1}^{L_i} \vec{z}_i^{v*} [r_i^v]^{-1} \vec{z}_i^v, \quad (13)$$

где векторы  $\vec{z}_i^v$  ( $v = \overline{1, L_i}$ ) формируются из взаимно коррелированных отсчетов  $z_m$  ( $m = \overline{0, n-1}$ ) в соответствии с правилом

$$\vec{z}_i^v = [z_v, \dots, z_{v+(s-1)L_i}, \dots, z_{v+(N_i-1)L_i}]; \quad (14)$$

$$r_i^v = \mathbf{M} [\vec{z}_i^v, \vec{z}_i^{v*}]. \quad (15)$$

Тогда, учитывая (13)—(15), приведем решающее правило (8) к виду

$$\min_{i \in \Gamma, M} \left\{ \sum_{v=1}^{L_i} \vec{z}_i^v [r_i^v]^{-1} \vec{z}_i^v + d_i \right\}. \quad (16)$$

Здесь

$$d_i = \sum_{v=1}^{L_i} \ln |r_i^v| - 2 \ln P_i,$$

а элементы ковариационной матрицы (15) определяются через элементы матрицы (11) следующим образом:

$$r_{iln}^v = f_{ims}, \quad l, n = \overline{0, N_i-1}; \quad v = \overline{1, L_i};$$

$$m = (l-1)L_i + v; \quad s = (n-1)L_i + v.$$

*Адаптивное байесовское решающее правило распознавания гауссовских периодически коррелированных сигналов.* Предположим теперь, что имеет место параметрическая априорная неопределенность, т. е. функция правдоподобия  $W(x/i)$  задана с точностью до неизвестного векторного параметра  $\gamma$  —  $W(x/\gamma, i)$ . Тогда, применяя адаптивный байесовский подход, можно получить адаптивное байесовское решающее правило [6; 7]  $\max_i \{P_i W(x/\hat{\gamma}, i)\}$ .

Процедура построения такого правила сводится к использованию в байесовском правиле принятия решений (7) вместо неизвестного значения параметра  $\vec{\gamma}$  его состоятельной оценки  $\vec{\hat{\gamma}}$ .

В рассматриваемом случае, используя в (16) вместо истинных значений отсчетов спектральных функций  $f_{ilk}$  их состоятельные оценки  $\hat{f}_{ilk}$ , приходим к решающему правилу

$$\min_{i=1, M} \left\{ \sum_{v=1}^{L_i} \vec{z}^{v*} [\hat{r}_i^v]^{-1} \vec{z}^v + \hat{d}_i \right\}. \quad (17)$$

Здесь

$$\hat{d}_i = \sum_{v=1}^{L_i} \ln |\hat{r}_i^v| - 2 \ln P_i; \quad \hat{r}_{iln}^v = \hat{f}_{ims}, \quad l, n = \overline{0, N_i - 1};$$

$$v = \overline{0, L_i}, \quad m = (l - 1)L_i + v, \quad s = (n - 1)L_i + v,$$

причем, в качестве  $\hat{f}_{iln}$  может быть выбрана оценка

$$\hat{f}_{imn} = \frac{1}{n^2} \sum_{l_1=0}^{n-1} \sum_{l_2=0}^{n-1} \hat{K}_i(l_1, l_2) \exp \left\{ -\frac{2\pi}{n} (l_1 m - l_2 u) \right\}, \quad (18)$$

где статистика  $\hat{K}_i(l_1, l_2)$  находится по обучающей выборке

$$\hat{K}_i(l_1, l_2) = \frac{1}{L_{i0}} \sum_{k=0}^{L_{i0}-1} x(l_1 + kN_i) x(l_2 + kN_i), \quad (19)$$

$$L_{i0} = E(n_{i0}/n_i).$$

$E(\cdot)$  — целая часть числа. В работе [2] показано, что если  $\lim_{u \rightarrow \pm \infty} K_i(l, l + u)$ , то оценка (19) является асимптотически несмещенной и среднеквадратически состоятельной оценкой функции корреляции гауссовской периодически коррелированной последовательности. Отсюда вытекают несмещенность и среднеквадратическая состоятельность оценки (18).

Таким образом, на основе модели сигналов в виде периодически коррелированных случайных последовательностей получены в спектральной области байесовское и адаптивное байесовское решающее правило распознавания нестационарных сигналов. Они иллюстрируют одну из возможностей учета нестационарности сигналов.

**Список литературы:** 1. Драган Я. П. Структура и представления моделей стохастических сигналов. — К.: Наук. думка, 1980. — 380 с. 2. Драган Я. П., Яворский И. Н. Ритмика морского волнения и подводные акустические сигналы. — К.: Наук. думка, 1982. — 245 с. 3. Рытов С. М. Введение в статистическую радиофизику. — М.: Наука, 1976. — Т. 1. — 494 с. 4. Гладышев Е. Г. О периодически коррелированных случайных последовательностях // Докл. АН СССР. — 1961. — 137, № 5. — С. 2236—2239. 5. Фукунага К. Введение в статистическую теорию распознавания образов: Пер. с англ. — М.: Наука, 1979. — 367 с. 6. Омельченко В. А. Основы спектральной теории распознавания сигналов. — Х.: Вища шк. Изд-во при Харьк. ун-те. — 1983. — 159 с. 7. Репин В. Г., Тартаковский Г. П. Статистический синтез при априорной неопределенности и адаптации информационных систем. — М.: Сов. радио, 1977. — 432 с.

Поступила в редколлегию 24.06.86