

## Лекция 14

### Стационарные в широком смысле последовательности

Рассмотрим класс случайных последовательностей  $\{\xi_n\}$ , обобщающих стационарные последовательности, при этом предположим, что временная переменная  $n$  принимает значения из  $\mathbb{Z}$  (множество целых чисел) и что случайные величины  $\xi_n$  принимают значения из  $\mathbb{C}$  (множество комплексных чисел).

**Определение 1.** Случайная последовательность  $\xi_n$ ,  $n \in \mathbb{Z}$ , называется *стационарной в широком смысле*, если  $\mathbf{E}|\xi_n|^2 < +\infty$  при каждом  $n \in \mathbb{Z}$  и для произвольных  $n, m \in \mathbb{Z}$  величины  $\mathbf{E}\xi_n$  и  $\mathbf{E}\xi_n\bar{\xi}_m$  не меняются при произвольном временном сдвиге  $r \in \mathbb{Z}$ , т.е.  $\mathbf{E}\xi_n = \mathbf{E}\xi_{n+r}$ ,  $\mathbf{E}\xi_n\bar{\xi}_m = \mathbf{E}\xi_{n+r}\bar{\xi}_{m+r}$ .

Очевидно, что если  $\{\xi_n, n \in \mathbb{Z}\}$  – стационарная последовательность и при этом  $\mathbf{E}|\xi_n|^2 < +\infty$  при любом  $n \in \mathbb{Z}$ , то эта последовательность является стационарной в широком смысле.

*Ковариационной функцией* произвольной случайной последовательности  $\{\xi_n, n \in \mathbb{Z}\}$  называется комплекснозначная функция

$$R(n, m) = \mathbf{E}(\xi_n - \mathbf{E}\xi_n)(\bar{\xi}_m - \mathbf{E}\bar{\xi}_m), \quad n, m \in \mathbb{Z}.$$

В случае, когда случайная последовательность  $\{\xi_n\}$  является стационарной в широком смысле, функция  $R(n, m)$  зависит на самом деле только от разности  $n - m$  и поэтому вместо  $R(n, m)$  будем писать  $R(n - m)$ .

Произвольная случайная последовательность  $\{\xi_n, n \in \mathbb{Z}\}$  называется *центрированной*, если  $\mathbf{E}\xi_n = 0$  при каждом  $n \in \mathbb{Z}$ . Если  $\{\xi_n, n \in \mathbb{Z}\}$  – центрированная и стационарная в широком смысле последовательность, то при всех  $n, r \in \mathbb{Z}$

$$R(n) = \mathbf{E}\xi_n\bar{\xi}_0 = \mathbf{E}\xi_{n+r}\bar{\xi}_r.$$

Наоборот, если при всех  $n, r \in \mathbb{Z}$

$$\mathbf{E}\xi_n = 0, \quad \mathbf{E}\xi_{n+r}\bar{\xi}_r = \mathbf{E}\xi_n\bar{\xi}_0 \in \mathbb{C},$$

то случайная последовательность  $\{\xi_n, n \in \mathbb{Z}\}$  является центрированной и стационарной в широком смысле.

В дальнейшем рассматриваются только такие стационарные в широком смысле последовательности, которые являются центрированными.

Ковариационная функция стационарной в широком смысле последовательности является *неотрицательно определенной*, т.е. для произвольного  $m \in \mathbb{N}$ , произвольных моментов времени  $n_1, \dots, n_m \in \mathbb{Z}$  и произвольных чисел  $z_1, \dots, z_m \in \mathbb{C}$

$$\sum_{k, l=1}^m z_k \bar{z}_l R(n_k - n_l) \geq 0. \quad (1)$$

Действительно,

$$\sum_{k, l=1}^m z_k \bar{z}_l R(n_k - n_l) = \sum_{k, l=1}^m z_k \bar{z}_l \mathbf{E}\xi_{n_k} \bar{\xi}_{n_l} = \mathbf{E} \sum_{k, l=1}^m z_k \bar{z}_l \xi_{n_k} \bar{\xi}_{n_l} =$$

$$\begin{aligned}
&= \mathbf{E} \sum_{k,l=1}^m z_k \xi_{n_k} \overline{z_l \xi_{n_l}} = \mathbf{E} \left( \sum_{k=1}^m z_k \xi_{n_k} \right) \left( \sum_{l=1}^m \overline{z_l \xi_{n_l}} \right) = \\
&= \mathbf{E} \left( \sum_{k=1}^m z_k \xi_{n_k} \right) \overline{\left( \sum_{l=1}^m z_l \xi_{n_l} \right)} = \mathbf{E} \left| \sum_{k=1}^m z_k \xi_{n_k} \right|^2 \geq 0.
\end{aligned}$$

Легко проверяется, что  $R(0) \geq 0$ , причем равенство возможно лишь в случае, когда  $\xi_0 = 0$  п.н., который исключается из рассмотрения. Кроме того,  $R(-n) = R(n)$ ,  $|R(n)| \leq R(0)$  при  $n \in \mathbb{Z}$ . Отметим, что последние три свойства можно вывести из (1).

**Пример 1.** Пусть  $\eta$  – произвольная комплекснозначная случайная величина такая, что  $\mathbf{E}\eta = 0$  и  $\mathbf{E}|\eta|^2 = \sigma^2$ . Положим при фиксированном  $\lambda \in \mathbb{R}$

$$\xi_n = e^{i\lambda n} \eta, \quad n \in \mathbb{Z}.$$

Случайная последовательность  $\{\xi_n, n \in \mathbb{Z}\}$  является центрированной стационарной в широком смысле с ковариационной функцией

$$R(n) = \sigma^2 e^{i\lambda n}.$$

Действительно,  $\mathbf{E}\xi_n = 0$  и

$$\mathbf{E}\xi_{n+r} \overline{\xi_r} = \mathbf{E} e^{i\lambda(n+r)} \eta \overline{e^{i\lambda r} \eta} = e^{i\lambda n} \mathbf{E} |\eta|^2 = \sigma^2 e^{i\lambda n},$$

где  $n, r \in \mathbb{Z}$ .

**Пример 2.** Рассмотренный пример можно обобщить. Пусть  $N \in \mathbb{N}$  и  $\eta_1, \dots, \eta_N$  – попарно некоррелированные случайные величины (это означает, что  $\mathbf{E}\eta_k \overline{\eta_l} = 0$  при  $k \neq l$ ,  $k, l \in \{1, \dots, N\}$ ), причем  $\mathbf{E}\eta_k = 0$  и  $\mathbf{E}|\eta_k|^2 = \sigma_k^2 > 0$  при  $k \in \{1, \dots, N\}$ . Положим при фиксированных действительных числах  $\lambda_1, \dots, \lambda_N$

$$\xi_n = \sum_{k=1}^N e^{i\lambda_k n} \eta_k, \quad n \in \mathbb{Z}.$$

Случайная последовательность  $\{\xi_n\}$  является (докажите сами) центрированной стационарной в широком смысле с ковариационной функцией

$$R(n) = \sum_{k=1}^N \sigma_k^2 e^{i\lambda_k n}.$$

Заметим, что в силу  $2\pi$ -периодичности по  $\lambda$  функции  $\exp(i\lambda n)$  можно считать, что все числа  $\lambda_1, \dots, \lambda_N$  принадлежат промежутку  $(-\pi, \pi]$ .

Интересно отметить, что в общем случае ковариационная функция стационарной в широком смысле последовательности имеет вид, аналогичный полученному в примере 2.

**Теорема 1** (Герглотц). Пусть комплекснозначная функция  $R(n)$ ,  $n \in \mathbb{Z}$ , является неотрицательно определенной. Тогда существует такая вероятностная мера  $\mu$  на измеримом пространстве  $([-\pi, \pi], \mathcal{B}([-\pi, \pi]))$ , что для каждого  $n \in \mathbb{Z}$

$$R(n) = R(0) \int_{[-\pi, \pi]} e^{i\lambda n} \mu(d\lambda).$$

*Доказательство.* Положим при  $N \in \mathbb{N}$  и  $\lambda \in [-\pi, \pi]$

$$f_N(\lambda) = \frac{1}{2\pi N} \sum_{k,l=1}^N \frac{R(k-l)}{R(0)} e^{-i\lambda(k-l)}.$$

Поскольку функция  $R(n)$ ,  $n \in \mathbb{Z}$ , является неотрицательно определенной, то  $f_N(\lambda) \geq 0$  при  $N \in \mathbb{N}$  и  $\lambda \in [-\pi, \pi]$ . Число слагаемых в этой двойной сумме, у которых  $k-l = m$ , равно  $N - |m|$ , поэтому

$$f_N(\lambda) = \frac{1}{2\pi} \sum_{m=-N+1}^{N-1} \left(1 - \frac{|m|}{N}\right) \frac{R(m)}{R(0)} e^{-i\lambda m}.$$

Для каждого  $N \in \mathbb{N}$  введем на измеримом пространстве  $([-\pi, \pi], \mathcal{B}([-\pi, \pi]))$  меру  $\mu_N$  по формуле

$$\mu_N(A) = \int_A f_N(\lambda) d\lambda, \quad A \in \mathcal{B}([-\pi, \pi]).$$

Известно, что при  $n, m \in \mathbb{Z}$

$$\int_{-\pi}^{\pi} e^{i\lambda(n-m)} d\lambda = \begin{cases} 0, & m \neq n; \\ 2\pi, & m = n. \end{cases}$$

Поэтому

$$\int_{[-\pi, \pi]} e^{i\lambda n} \mu_N(d\lambda) = \int_{-\pi}^{\pi} e^{i\lambda n} f_N(\lambda) d\lambda = \begin{cases} \left(1 - \frac{|n|}{N}\right) \frac{R(n)}{R(0)}, & |n| < N; \\ 0, & |n| \geq N. \end{cases} \quad (2)$$

Из (2) при  $n = 0$  видно, что все меры  $\mu_N$ ,  $N \in \mathbb{N}$ , являются вероятностными.

По мере  $\mu_N$  найдем функцию распределения

$$F_N(x) := \int_{-\pi}^x f_N(\lambda) d\lambda, \quad x \in [-\pi, \pi].$$

Функция распределения  $F_N$  сосредоточена на отрезке  $[-\pi, \pi]$ . По первой теореме Хелли из всякой последовательности функций распределения, сосредоточенных на некотором фиксированном отрезке, можно извлечь подпоследовательность сходящуюся в основном к функции распределения, сосредоточенной на том же отрезке. Следовательно, существует подпоследовательность  $\{N_k\}$  последовательности натуральных чисел и функция распределения  $F(\cdot)$ , сосредоточенная на отрезке  $[-\pi, \pi]$ , такая что

$$\lim_{k \rightarrow \infty} F_{N_k}(x) = F(x) \quad (3)$$

для всех точек  $x \in [-\pi, \pi]$ , которые являются точками непрерывности функции  $F(\cdot)$ .

Функция распределения  $F$  задает меру  $\mu$  на измеримом пространстве  $([-\pi, \pi], \mathcal{B}([-\pi, \pi]))$  по формуле

$$\mu(A) = \int_A dF(x), \quad A \in \mathcal{B}([-\pi, \pi]).$$

Известно, что сходимость функций распределения в основном равносильна сходимости по распределению. А это означает, что при  $n \in \mathbb{Z}$  для непрерывной и ограниченной функции  $g_n(\lambda) = e^{i\lambda n}$ , где  $\lambda \in \mathbb{R}$ ,

$$\lim_{k \rightarrow \infty} \int_{[-\pi, \pi]} e^{i\lambda n} \mu_{N_k}(d\lambda) = \int_{[-\pi, \pi]} e^{i\lambda n} \mu(d\lambda). \quad (4)$$

В силу соотношения (2)

$$\lim_{k \rightarrow \infty} \int_{[-\pi, \pi]} e^{i\lambda n} \mu_{N_k}(d\lambda) = \lim_{k \rightarrow \infty} \left(1 - \frac{|n|}{N_k}\right) \frac{R(n)}{R(0)} = \frac{R(n)}{R(0)}. \quad (5)$$

Из соотношений (4) и (5) следует утверждение теоремы.

**Замечание 1.** Поскольку  $\exp(-i\pi n) = \exp(i\pi n)$  при  $n \in \mathbb{Z}$ , можно считать, что мера  $\mu$  сосредоточена на промежутке  $(-\pi, \pi]$ . Поэтому интегрировать можно по этому промежутку, а не по отрезку  $[-\pi, \pi]$ .

**Теорема 2 (Хинчин).** *Комплекснозначная функция  $R(n)$ ,  $n \in \mathbb{Z}$ , является ковариационной функцией некоторой центрированной стационарной в широком смысле последовательности тогда и только тогда, когда существует такая вероятностная мера  $\mu$  на измеримом пространстве  $([-\pi, \pi], \mathcal{B}([-\pi, \pi]))$ , что справедливо представление*

$$R(n) = R(0) \int_{[-\pi, \pi]} e^{i\lambda n} \mu(d\lambda). \quad (6)$$

*Доказательство.* Если функция  $R(n)$ ,  $n \in \mathbb{Z}$ , является ковариационной функцией некоторой центрированной стационарной в широком смысле последовательности, то она является неотрицательно определенной и представление (6) справедливо в силу теоремы 1.

Пусть справедливо представление (6). Мера  $\mu$  задает функцию распределения

$$F(x) = \mu([-\pi, x]), \quad x \in [-\pi, \pi].$$

Пусть  $\xi$  – случайная величина со значениями в промежутке  $[-\pi, \pi]$  и функцией распределения  $F$ , а  $\eta$  – случайная величина, равномерно распределенная на  $[-\pi, \pi]$ , причем  $\xi$  и  $\eta$  независимы. Рассмотрим случайную последовательность

$$\xi_n = \sqrt{R(0)} e^{i(n\xi + \eta)}, \quad n \in \mathbb{Z}.$$

Заметим, что при  $n \in \mathbb{Z}$

$$\mathbf{E}\xi_n = \frac{\sqrt{R(0)}}{2\pi} \iint_{[-\pi, \pi]^2} e^{i(n\xi + \eta)} dF(x) dy =$$

$$= \frac{\sqrt{R(0)}}{2\pi} \int_{[-\pi, \pi]} e^{inx} dF(x) \int_{-\pi}^{\pi} e^{iy} dy = 0,$$

поскольку последний интеграл равен 0. Далее, при  $n, r \in \mathbb{Z}$

$$\begin{aligned} \mathbf{E}\xi_{n+r}\overline{\xi_r} &= \frac{R(0)}{2\pi} \iint_{[-\pi, \pi]^2} e^{i((n+r)x+y)} e^{-i(rx+y)} dF(x) dy = \\ &= \frac{R(0)}{2\pi} \int_{[-\pi, \pi]} e^{inx} dF(x) \int_{-\pi}^{\pi} dy = R(0) \int_{[-\pi, \pi]} e^{inx} dF(x) = R(n). \end{aligned}$$

Таким образом,  $\{\xi_n\}$  – центрированная стационарная в широком смысле последовательность с ковариационной функцией  $R(n)$ ,  $n \in \mathbb{Z}$ . Теорема доказана.

**Замечание 2.** Вместо меры  $\mu$  часто рассматривают *спектральную меру*  $\mu^* = R(0)\mu$ , поэтому вместо (6) запишем: при  $n \in \mathbb{Z}$

$$R(n) = \int_{[-\pi, \pi]} e^{i\lambda n} \mu^*(d\lambda). \quad (7)$$

Функцию распределения спектральной меры, т.е. функцию

$$F^*(x) = \mu^*([-\pi, x]), \quad x \in [-\pi, \pi],$$

называют *спектральной функцией*.

**Задача.** Доказать, что спектральная мера однозначно определяется по ковариационной функции.

**Пример 3.** *Белым шумом* называется случайная последовательность  $\{\xi_n, n \in \mathbb{Z}\}$ , состоящая из попарно некоррелированных случайных величин, причем  $\mathbf{E}\xi_n = 0$ ,  $\mathbf{E}|\xi_n|^2 = 1$  при  $n \in \mathbb{Z}$ . Очевидно, что  $\{\xi_n\}$  является центрированной и стационарной в широком смысле последовательностью с ковариационной функцией

$$R(0) = 1, \quad R(n) = 0, \quad n \in \mathbb{Z} \setminus \{0\}.$$

Эту функцию можно представить в виде

$$R(n) = \int_{-\pi}^{\pi} e^{i\lambda n} \frac{1}{2\pi} d\lambda.$$

Таким образом (см. (7)), спектральная мера является равномерной на промежутке  $[-\pi, \pi]$ , что и объясняет название последовательности  $\{\xi_n\}$ .

Установим закон больших чисел для стационарной в широком смысле последовательности  $\{\xi_n, n \in \mathbb{Z}\}$ . Положим при  $n \in \mathbb{N}$

$$S_n = \sum_{k=0}^{n-1} \xi_k.$$

**Теорема 3** (Хинчин). Пусть  $\{\xi_n, n \in \mathbb{Z}\}$  – центрированная и стационарная в широком смысле последовательность. Тогда при  $n \rightarrow \infty$

$$\frac{S_n}{n} \xrightarrow{\text{ср. кв.}} \eta, \quad (8)$$

где  $\eta$  – некоторая случайная величина, такая что  $\mathbf{E}\eta = 0$  и  $\mathbf{E}|\eta|^2 < +\infty$ .

*Доказательство.* Покажем, что

$$\lim_{n, m \rightarrow \infty} \mathbf{E} \left| \frac{S_n}{n} - \frac{S_m}{m} \right|^2 = 0 \quad (9)$$

(это означает, что выполнен критерий Коши для сходимости в среднем квадратическом). Поскольку

$$\mathbf{E} \left| \frac{S_n}{n} - \frac{S_m}{m} \right|^2 = \mathbf{E} \left| \frac{S_n}{n} \right|^2 - \mathbf{E} \frac{S_n \overline{S_m}}{n m} - \mathbf{E} \frac{S_m \overline{S_n}}{m n} + \mathbf{E} \left| \frac{S_m}{m} \right|^2,$$

для справедливости (9) достаточно показать, что существует

$$\lim_{n, m \rightarrow \infty} \mathbf{E} \frac{S_n \overline{S_m}}{n m} := c, \quad (10)$$

где  $c$  – некоторое число. Заметим, что

$$\begin{aligned} \mathbf{E} \frac{S_n \overline{S_m}}{n m} &= \frac{1}{nm} \mathbf{E} \left( \sum_{k=0}^{n-1} \xi_k \right) \left( \sum_{l=0}^{m-1} \overline{\xi_l} \right) = \frac{1}{nm} \mathbf{E} \left( \sum_{k=0}^{n-1} \sum_{l=0}^{m-1} \xi_k \overline{\xi_l} \right) = \\ &= \frac{1}{nm} \sum_{k=0}^{n-1} \sum_{l=0}^{m-1} \mathbf{E} \xi_k \overline{\xi_l} = \frac{1}{nm} \sum_{k=0}^{n-1} \sum_{l=0}^{m-1} R(k-l). \end{aligned} \quad (11)$$

Ввиду соотношения (7)

$$\begin{aligned} \sum_{k=0}^{n-1} \sum_{l=0}^{m-1} R(k-l) &= \sum_{k=0}^{n-1} \sum_{l=0}^{m-1} \int_{[-\pi, \pi]} e^{i\lambda(k-l)} \mu^*(d\lambda) = \\ &= \int_{[-\pi, \pi]} \left( \sum_{k=0}^{n-1} \sum_{l=0}^{m-1} e^{i\lambda(k-l)} \right) \mu^*(d\lambda). \end{aligned} \quad (12)$$

Положим

$$h_{n,m}(\lambda) = \frac{1}{nm} \sum_{k=0}^{n-1} \sum_{l=0}^{m-1} e^{i\lambda(k-l)}.$$

Из соотношений (11) и (12) находим, что

$$\mathbf{E} \frac{S_n \overline{S_m}}{n m} = \int_{[-\pi, \pi]} h_{n,m}(\lambda) \mu^*(d\lambda) =$$

$$= \int_{\{0\}} h_{n,m}(\lambda) \mu^*(d\lambda) + \int_{[-\pi,0) \cup (0,\pi]} h_{n,m}(\lambda) \mu^*(d\lambda). \quad (13)$$

Поскольку  $h_{n,m}(0) = 1$ , то

$$\int_{\{0\}} h_{n,m}(\lambda) \mu^*(d\lambda) = \mu^*(\{0\}). \quad (14)$$

Далее, при  $\lambda \in [-\pi, 0) \cup (0, \pi]$

$$h_{n,m}(\lambda) = \frac{e^{i\lambda n} - 1}{n(e^{i\lambda} - 1)} \frac{e^{-i\lambda m} - 1}{m(e^{i\lambda} - 1)}.$$

Ясно, что при фиксированном  $\lambda \in [-\pi, 0) \cup (0, \pi]$  последовательность  $h_{n,m}(\lambda)$  ограничена по  $n$  и  $m$  и стремится к 0 при  $n, m \rightarrow \infty$ . Следовательно, по теореме о мажорируемой сходимости

$$\lim_{n,m \rightarrow \infty} \int_{[-\pi,0) \cup (0,\pi]} h_{n,m}(\lambda) \mu^*(d\lambda) = 0. \quad (15)$$

Из соотношений (13)-(15) вытекает, что

$$\lim_{n,m \rightarrow \infty} \mathbf{E} \frac{S_n \overline{S_m}}{n m} = \mu^*(\{0\}),$$

т.е. соотношение (10) справедливо при  $c = \mu^*(\{0\})$ . Значит, справедливо соотношение (9). Откуда, учитывая полноту пространства  $L^2$ , получаем (8), причем  $\mathbf{E} |\eta|^2 < +\infty$ . Наконец, учитывая, что из сходимости в  $L^2$  следует сходимость в  $L^1$ , т.е.  $\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbf{E} |S_n/n - \eta| = 0$ , находим, что

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbf{E} \frac{S_n}{n} = \mathbf{E} \eta. \quad (16)$$

Поскольку

$$\mathbf{E} \frac{S_n}{n} = \frac{1}{n} \sum_{k=0}^{n-1} \mathbf{E} \xi_k = 0,$$

то из (16) следует, что  $\mathbf{E} \eta = 0$ . Теорема доказана.