

Замыкание операторов $F_a^{(i)}$ будем обозначать теми же символами. Из формул (13), (14), (19) и (20) следует, что значения $F_a^{(i)}$ и операторов $F_a^{(i)}$ определяются для каждого $u \in L_2(\Omega)$ этими же формулами. Таким образом, $F_a^{(i)}$ определены на всем пространстве $L_2(\Omega)$, понимая под $F_a^{(i)}$ замыкание исходных операторов. Путем предельного перехода неравенство (21) можно распространить на любую функцию $u \in L_2(\Omega)$, т. е. справедливо следующее утверждение.

J—11. Для любых $u \in L_2(\Omega)$, $a \in C^{|\alpha|}(\bar{\Omega})$ и $k \in \mathbb{N}$ можно так выбрать числа $\delta_{mk} = \delta_{mk}(u)$, что

$$\|F_a^{(i)} u\|_{L_2(\Omega)} \leq \frac{1}{k} \|J_k u, J_k^* u\|_{H^{|\alpha|-1}(\Omega)}, \quad i = 1, \dots, 4. \quad (21')$$

Здесь в (21') производные от $J_k u$ и $J_k^* u$ для $u \in L_2(\Omega)$ понимаются как значения замкнутых операторов, получаемых в результате замыкания соответствующих операторов с областью определения $H^{|\alpha|}(\Omega)$.

Обозначим через $P_r(x, D)$ дифференциальный полином $P_r(x, D) = \sum_{|\alpha| \leq r} b_\alpha(x) D^\alpha$ порядка r , $r \geq 1$.

Рассмотрим по аналогии с $F_a^{(i)}$ коммутаторы

$$[P_r, J_k] = P_r J_k - J_k P_r, \quad [P_r, J_k^*] = P_r J_k^* - J_k^* P_r$$

оператора P_r с операторами осреднения J_k и J_k^* . На основании неравенства (21') можно сделать следующее утверждение.

J—12. Для любых $u \in L_2(\Omega)$, $b_\alpha \in C^{|\alpha|}(\Omega)$ и $k \in \mathbb{N}$ можно выбрать так числа $\delta_{mk} = \delta_{mk}(u)$, что

$$\|[P_r, J_k] u, [P_r, J_k^*] u\|_{L_2(\Omega)} \leq \frac{1}{k} \|J_k u, J_k^* u\|_{H^{r-1}(\Omega)}.$$

Список литературы

1. Буренков В. И. // Тр. МИАН СССР. 1974. Т. 131. С. 39.
2. Вигелков В. И. // Nonlinear analysis, function spaces and applications. Leipzig, 1982. V. 2. P. 5. (Teubner—Texte Math., Bd. 49).
3. Корзюк В. И. // Вестн. Белорус. ун-та. Сер. 1: Физ. Мат. Мех. 1992. № 2. С. 49.

Поступила в редакцию 14.04.92.

УДК 519.24

Л. А. ХАТКЕВИЧ

СТАТИСТИЧЕСКИЕ СВОЙСТВА МОДИФИЦИРОВАННОЙ ОЦЕНКИ КОВАРИАЦИОННОЙ ФУНКЦИИ

Рассмотрим стационарный случайный процесс $X(t)$, $t \in Z = \{1, 2, \dots\}$. Пусть $MX(t) = 0$, $R(\tau) = M\{X(t)X(t+\tau)\}$, $t, \tau \in Z$ —неизвестная ковариационная функция, $X(1), X(2), \dots, X(T)$ —наблюдения над случайным процессом $X(t)$, $t \in Z$.

Введем функцию $h(u)$ —окно просмотра данных, удовлетворяющую условию А). $h(u)$, $u \in \mathbb{R}$ ограничена, имсет ограниченную вариацию, $h(u) = 0$ при $u \in (0, 1]$.

Пусть

$$H_k^{(T)} = \sum_{t=1}^T h^k\left(\frac{t}{T}\right), \quad k = 1, 2, \dots \quad (1)$$

В качестве оценки ковариационной функции $R(\tau)$ рассмотрим статистику:

$$\hat{R}_h^{(T)}(\tau) = \frac{1}{H_2^{(T)}} \sum_{t=1}^{T-\tau} h\left(\frac{t}{T}\right) h\left(\frac{t+\tau}{T}\right) X(t)X(t+\tau). \quad (2)$$

В частном случае, когда

$$h(u) = \begin{cases} 1 & \text{при } 0 < u \leq 1, \\ 0 & \text{при остальных } u, \end{cases}$$

(3)
свойства оценки (2) исследовались во многих работах, например, в [1].
Нами получены асимптотические выражения для совместных кумулянтов
оценок $\hat{R}_h^{(T)}(\tau)$ и доказана асимптотическая нормальность этих оценок при
некоторых дополнительных условиях на кумулянты случайного процесса
 $X(t)$.

Для упрощения дальнейшего изложения введем в рассмотрение функцию

$$h^{(T)}(t) = h\left(\frac{t}{T}\right), \quad (4)$$

вместо $\hat{R}_h^{(T)}(\tau)$ будем использовать обозначение $\hat{R}^{(T)}(\tau)$.

Лемма 1. Если функция $h(u)$ удовлетворяет условию А), то

$$\left| \sum_1 h^{(T)}(t+u_1) \dots h^{(T)}(t+u_{k-1}) h^{(T)}(t) - H_k^{(T)} \right| \leq K(|u_1| + \dots + |u_{k-1}|)$$

при некотором конечном K .

Рассматриваемое утверждение—частный случай леммы из работы [3. С. 432].

Теорема 1. Пусть выполняется условие А) и $H^{(T)}(\tau) = \sum_{t=1}^{T-\tau} h\left(\frac{t}{T}\right) h\left(\frac{t+\tau}{T}\right)$. Тогда для оценки (2) справедливы соотношения

$$M\hat{R}^{(T)}(\tau) = \frac{H^{(T)}(\tau)}{H^{(T)}(0)} R(\tau),$$

$$M\hat{R}^{(T)}(\tau) = R(\tau) + o(T^{-1}).$$

Доказательство. Учитывая (2), используем свойства математического ожидания и определение ковариационной функции

$$M\hat{R}^{(T)}(\tau) = \frac{1}{M_2^{(T)}} \sum_{t=1}^{T-\tau} h\left(\frac{t}{T}\right) h\left(\frac{t+\tau}{T}\right) R(\tau) = \frac{H^{(T)}(\tau)}{H^{(T)}(0)} R(\tau).$$

Запишем смещение оценки $\hat{R}^{(T)}(\tau)$:

$$b^{(T)}(\tau) = M(\hat{R}^{(T)}(\tau) - R(\tau)) = \frac{H^{(T)}(\tau) - H^{(T)}(0)}{H^{(T)}(0)} R(\tau).$$

По лемме 1, принимая во внимание (4),

$$|H^{(T)}(\tau) - H^{(T)}(0)| = \sum_1 h^{(T)}(\tau) h^{(T)}(t+\tau) - H^{(T)}(0) \leq K(\tau).$$

Так как при выполнении условия А) $H^{(T)}(0) \sim T \int_0^1 h^2(u) du$, то

$$|b^{(T)}(\tau)| \sim \frac{|H^{(T)}(\tau) - H^{(T)}(0)|}{T \int_0^1 h^2(u) du} |R(\tau)|.$$

Но выражение в правой части не превосходит $\frac{K|\tau||R(\tau)|}{T \int_0^1 h^2(u) du}$, откуда следует

второе утверждение теоремы.

Введем необходимые в дальнейшем определения. Составим из множества пар чисел $\nu = \{(i, j), 1 \leq i \leq k, 1 \leq j \leq 2\}$ таблицу

$$(1, 1) \quad (1, 2) \quad (5)$$

$$(k, 1) \quad (k, 2).$$

Назовем разбиение $\nu = \nu' \cup \nu''$ построчным, если для каждой строки таблицы (5) все ее элементы попадут либо в ν' , либо в ν'' . Набор непересекающихся множеств $\{\nu_1, \dots, \nu_p\}$, $\nu_l \subseteq \nu$, $l = 1, \dots, p$, $1 \leq p \leq 2k-1$ назовем неразложимым, если не существует построчного разбиения $\nu = \nu' \cup \nu''$ такого, что для любого $1 \leq l \leq p$ $\nu_l \subseteq \nu'$ либо $\nu_l \subseteq \nu''$.

Теорема 2. Пусть выполняется условие А) и для любого неразложимого разбиения $\nu = \nu_1 \cup \dots \cup \nu_p$ таблицы (5):

$$\sum_{u_1 = -\infty}^{\infty} \dots \sum_{u_{k-1} = -\infty}^{\infty} | \text{cum} \{ X(u_i + [\frac{1}{2}] \tau_i), (i, j) \in \nu_1 \} \dots \\ \dots \text{cum} \{ X(u_i + [\frac{1}{2}] \tau_i), (i, j) \in \nu_p \} | < \infty, \quad (6)$$

где $\text{cum} \{ X(u_i + [\frac{1}{2}] \tau_i), (i, j) \in \nu_l \}$ — совместный кумулянт наблюдений случайного процесса $X(u_i + [\frac{1}{2}] \tau_i)$ с индексами $(i, j) \in \nu_l$, $l = 1, \dots, p$, $u_k = 0$, $[z]$ — целая часть z . Тогда

$$\begin{aligned} & T^{k-1} \text{cum} \{ \hat{R}^{(T)}(\tau_1), \dots, \hat{R}^{(T)}(\tau_k) \} = \\ & = \int_0^1 h^{2k}(u) du \left(\int_0^1 h^2(u) du \right)^{-k} \sum_{u_1=1}^{T-1} \dots \\ & \dots \sum_{u_{k-1}=1}^{T-1} \sum_{\nu} \text{cum} \{ X(u_i + [\frac{1}{2}] \tau_i), (i, j) \in \nu_1 \} \dots \\ & \dots \text{cum} \{ X(u_i + [\frac{1}{2}] \tau_i), (i, j) \in \nu_p \} + \epsilon_T, \quad (7) \end{aligned}$$

где суммирование ведется по всем неразложимым разбиениям таблицы (5), $\epsilon_T \rightarrow 0$ при $T \rightarrow \infty$ равномерно по τ_1, \dots, τ_k .

Доказательство. На основании известных свойств кумулянтов

$$\begin{aligned} \text{cum} \{ \hat{R}^{(T)}(\tau_1), \dots, \hat{R}^{(T)}(\tau_k) \} &= \frac{1}{(H_2^{(T)})^{k_{t_1=1}}} \sum_{t_1=1}^{T-\tau_1} \dots \\ & \dots \sum_{t_k=1}^{T-\tau_k} h^{(T)}(t_1) h^{(T)}(t_1 + \tau_1) \dots \end{aligned}$$

$$h^{(T)}(t_k) h^{(T)}(t_k + \tau_k) \text{cum} \{ X(t_1) X(t_1 + \tau_1), \dots, X(t_k) X(t_k + \tau_k) \}.$$

Для преобразования выражения введем новые индексы суммирования: $t := t_k$, $u_j = t_j - t_k$, $j = 1, \dots, k-1$:

$$\begin{aligned} & \text{cum} \{ \hat{R}^{(T)}(\tau_1), \dots, \hat{R}^{(T)}(\tau_k) \} = \\ & = \frac{1}{(H_2^{(T)})^k} \sum_{u_1=1-(T-\tau_k)}^{T-\tau_1-1} \dots \sum_{u_{k-1}=1-(T-\tau_k)}^{T-\tau_{k-1}-1} \sum_t \\ & \quad h^{(T)}(u_1 + t) h^{(T)}(u_1 + t + \tau_1) \dots \end{aligned}$$

$$\dots h^{(T)}(u_{k-1} + t) h^{(T)}(u_{k-1} + t + \tau_{k-1}) h^{(T)}(t) h^{(T)}(t + \tau_k),$$

$$\text{cum} \{ X(u_1) X(u_1 + \tau_1), \dots, X(u_{k-1}) X(u_{k-1} + \tau_{k-1}), X(0) X(\tau_k) \}.$$

Применив лемму 1, получим:

$$\begin{aligned} & \text{cum} \{ \hat{R}^{(T)}(\tau_1), \dots, \hat{R}^{(T)}(\tau_k) \} = \\ & = \frac{H_{2k}^{(T)}}{(H_2^{(T)})^k} \sum_{u_1=1-(T-\tau_k)}^{T-\tau_1-1} \dots \sum_{u_{k-1}=1-(T-\tau_k)}^{T-\tau_{k-1}-1} \\ & \text{cum} \{ X(u_1)X(u_1+\tau_1), \dots, X(u_{k-1})X(u_{k-1}+\tau_{k-1}), X(0)X(\tau_k) \} + \\ & \quad + \frac{\epsilon_T}{T^{k-1}}, \end{aligned} \quad (8)$$

где

$$\begin{aligned} \frac{\epsilon_T}{T^{k-1}} & \leq \frac{T^{k-1}}{(H_2^{(T)})^k} \sum_{u_1=-\infty}^{\infty} \dots \sum_{u_{k-1}=-\infty}^{\infty} K(|u_1| + \dots + |u_{k-1}|) \times \\ & \times |\text{cum} \{ X(u_1)X(u_1+\tau_1), \dots, X(u_{k-1})X(u_{k-1}+\tau_{k-1}), X(0)X(\tau_k) \}|. \end{aligned} \quad (9)$$

Кумулянты попарных произведений наблюдений процесса $X(t)$, согласно [3], можно представить в виде сумм произведений совместных кумулянтов

$$\begin{aligned} & \text{cum} \{ X(u_1)X(u_1+\tau_1), \dots, X(u_{k-1})X(u_{k-1}+\tau_{k-1}), X(0)X(\tau_k) \} = \\ & = \sum_{\nu} \text{cum} \{ X(u_i + [\frac{1}{2}\tau_i]), (i, j) \in \nu_1 \} \dots \text{cum} \{ X(u_i + [\frac{1}{2}\tau_i]), (i, j) \in \nu_p \}, \end{aligned} \quad (10)$$

где суммирование производится по всем неразложимым разбиениям $\nu = \nu_1 \cup \dots \cup \nu_p$ таблицы (5). Подставив (10) в (8) и заменив $H_2^{(T)}$ и $H_{2k}^{(T)}$ на эквивалентные величины

$$H_2^{(T)} \sim T \int_0^1 h^2(u) du, \quad H_{2k}^{(T)} \sim T \int_0^1 h^{2k}(u) du,$$

получим (6). Остаточный член ϵ_T с учетом (9) и (10) не превосходит величины, эквивалентной

$$\begin{aligned} & T^{-1} \sum_{u_1=-\infty}^{\infty} \dots \sum_{u_{k-1}=-\infty}^{\infty} (|u_1| + \dots + |u_{k-1}|) \times \\ & \times |\text{cum} \{ X(u_i + [\frac{1}{2}\tau_i]), (i, j) \in \nu_1 \} \dots \text{cum} \{ X(u_i + [\frac{1}{2}\tau_i]), (i, j) \in \nu_p \}|. \end{aligned}$$

Так как $T^{-1}(|u_1| + \dots + |u_{k-1}|) \rightarrow 0$ при $T \rightarrow \infty$ и имеет место условие (6), то $\epsilon_T \rightarrow 0$ при $T \rightarrow \infty$, откуда следует утверждение теоремы.

Следствие. $T^{k-1} \text{cum} \{ \hat{R}_h^{(T)}(\tau_1), \dots, \hat{R}_h^{(T)}(\tau_k) \}$ достигает минимума по $h(\cdot)$ в асимптотике при условии

$$\int_0^1 h^{2k}(u) du = \left(\int_0^1 h^2(u) du \right)^k.$$

Доказательство получаем, применив интегральное неравенство Гельдера:

$$\int_0^1 h^2(u) du \leq \left(\int_0^1 h^{2k}(u) du \right)^{\frac{1}{k}} \left(\int_0^1 1 \cdot du \right)^{\frac{k-1}{k}}.$$

Отметим, что знак равенства имеет место, в частности, при $h(u)$, определяемом формулой (3).

Теорема 3. Пусть выполняется условие А) и для любого неразложимого разбиения $\nu = \nu_1 \cup \dots \cup \nu_p$ таблицы (4):

$$\sum_{u_1} \dots \sum_{u_{k-1}} |u_{i1}| \text{cum} \{ X(u_i + [\frac{1}{2}] \tau_i), (i, j) \in \nu_1 \} \dots \\ \dots \text{cum} \{ X(u_i + [\frac{1}{2}] \tau_i), (i, j) \in \nu_p \} | < \infty$$

при любых $l = 1, \dots, k-1, u_k = 0$. Тогда

$$T^{k-1} \text{cum} \{ \hat{R}^{(T)}(\tau_1), \dots, \hat{R}^{(T)}(\tau_k) \} = \frac{\int_0^1 h^{2k}(u) du}{\left(\int_0^1 h^2(u) du \right)^k} \times \\ \times \sum_{u_1} \dots \sum_{u_{k-1}} \sum_p \text{cum} \{ X(u_i + [\frac{1}{2}] \tau_i), (i, j) \in \nu_1 \} \dots \\ \dots \text{cum} \{ X(u_i + [\frac{1}{2}] \tau_i), (i, j) \in \nu_p \} + O\left(\frac{1}{T}\right),$$

где суммирование производится по всем неразложимым разбиениям $\nu = \nu_1 \cup \dots \cup \nu_p$ таблицы (5). Оценка порядка остаточного члена равномерна по τ_1, \dots, τ_k .

Доказательство аналогично доказательству теоремы 2.

Теорема 4. В условиях теоремы 2 случайные величины

$\sqrt{T}(\hat{R}^{(T)}(\tau_1) - R(\tau_1)), \dots, \sqrt{T}(\hat{R}^{(T)}(\tau_k) - R(\tau_k))$ имеют в асимптотике нормальное распределение с нулевым вектором математических ожиданий и ковариационной матрицей $\Sigma = (\sigma_{ij}(\tau_i, \tau_j))$ с элементами, определяемыми формулой

$$\sigma_{ij}(\tau_i, \tau_j) = \frac{\int_0^1 h^4(u) du}{\left(\int_0^1 h^2(u) du \right)^2} \times \\ \times \sum_u [R(u)R(u + \tau_i - \tau_j) + R(u - \tau_j) + R(u + \tau_i) + \\ + \text{cum} \{ X(u), X(u + \tau_i), X(0), X(\tau_j) \}].$$

Доказательство. Согласно теореме 2, кумулянты случайных величин $\sqrt{T}(\hat{R}^{(T)}(\tau_1) - R(\tau_1)), \dots, \sqrt{T}(\hat{R}^{(T)}(\tau_k) - R(\tau_k))$ сходятся к кумулянтам нормального распределения: все кумулянты порядка выше двух равны нулю. По теореме 1 математические ожидания случайных величин равны нулю при $T \rightarrow \infty$. Выражения для ковариаций получены по формуле (7) с использованием формулы (10), которая при $k=2$ имеет вид:

$$\text{cum} \{ X(u)X(u + \tau_i), X(0), X(\tau_j) \} = \\ = \text{cum} \{ X(u), X(u + \tau_i), X(0), X(\tau_j) \} + \\ + \text{cum} \{ X(u), X(0) \} \text{cum} \{ X(u + \tau_i), X(\tau_j) \} + \text{cum} \{ X(u), X(\tau_j) \} \times \\ \times \text{cum} \{ X(u + \tau_i), X(0) \}.$$

Заключение теоремы следует из леммы работы [2. С. 434].

Следствие. Пусть выполняется условие А) и

$$\sum_u |R^2(u) + R(u - \tau)R(u + \tau) + \\ + \text{cum} \{ X(u), X(u + \tau), X(0), X(\tau) \}| < \infty.$$

Тогда случайная величина $\sqrt{T}(\hat{R}^{(T)}(\tau) - R(\tau))$ распределена асимптотически нормально $N(0, \sigma^2(\tau))$, где

$$\sigma^2(\tau) = \frac{\int_0^1 h^4(u) du}{\left(\int_0^1 h^2(u) du\right)^2} \sum_u [R^2(u) + R(u-\tau)R(u+\tau)] +$$

$$+ \text{cov} \{ X(u), X(u+\tau), X(0), X(\tau) \}.$$

Следствие. Дисперсия оценки $\hat{R}_n^{(T)}(\tau)$ минимальна по $h(\cdot)$ в асимптотике при условии, что окно просмотра данных $h(u)$ удовлетворяет условию

$$\int_0^1 h^4(u) du = \left(\int_0^1 h^2(u) du\right)^2.$$

Утверждение—частный случай следствия теоремы 2.

Список литературы

1. Андерсон Т. Статистический анализ временных рядов. М., 1976.
2. Бриллинджер Д. Временные ряды: Обработка данных и теория. М., 1980.
3. Леонов В. П., Ширяев А. И. // Теория вероятностей и ее применения. 1959. Т. 4. Вып. 3. С. 342.

Поступила в редакцию 11.10.91