

Р. Е. Майборода, канд. физ.-мат. наук (Киев, ун-т)

ОЦЕНКИ ИНТЕНСИВНОГО ШУМА ДЛЯ НЕОДНОРОДНЫХ ДИФФУЗИОННЫХ ПРОЦЕССОВ

Nonparametric estimates for a noise intensity $g(t)$ are considered. The estimates are constructed for the data $x(t)$ defined by the equation

$$dx(t) = f(x(t), t) dt + g(t) dw(t).$$

The validity of the estimates is proved.

Запропоновано непараметричні оцінки для інтенсивного шуму $g(t)$, побудовані по даних $x(t)$, визначених рівнянням

$$dx(t) = f(x(t), t) dt + g(t) dw(t).$$

Доведено обґрунтованість цих оцінок.

Пусть имеется выборочно непрерывный случайный процесс $x(t)$, для которого выполнено следующее стохастическое уравнение:

$$dx(t) = f(x(t), t) dt + g(t) dw(t), \quad (1)$$

где f и $g > 0$ — некоторые (неизвестные) функции, w — стандартный винеровский процесс. Процесс $x(t)$ наблюдается в моменты времени $t_j = t_j^N = j/N$, $j = \overline{0, N}$. Требуется построить оценку для g по наблюдениям. Такие задачи возникают, когда флуктуации некоторой физической величины измеряются запаздывающим прибором. В этом случае $f(x, t)$ представляет собой инерционную характеристику прибора, а g — интенсивность измеряемых флуктуаций. Мы будем рассматривать оценку g^2 , предполагая, что $g \in \mathcal{G}$, где \mathcal{G} — некоторый известный класс функций. Важным примером таких задач является оценка момента разладки случайного процесса, для которой

$$g(t) = \begin{cases} g_1, & \text{если } t \leq \theta, \\ g_2, & \text{если } t > \theta. \end{cases}$$

Параметр $\theta \in (0, 1)$ (момент разладки) необходимо оценить. Для общепринятых оценок [1] требуется наблюдение $x(t)$ на временном интервале, длина которого стремится к бесконечности. В [2] рассматривается оценка момента разладки, построенная по наблюдениям при $t \in [0, 1]$ для $f(x, t) = \alpha x$. В данной работе рассмотрим (1) с f и g такими, что $|g(t)| < G < \infty \quad \forall x \in \mathbb{R}, t \in [0, 1]$ и, для любого $R \in \mathbb{R}$ существует $C_R < \infty$ такое, что $\forall x, |x| < R, t \in [0, 1] \quad |f(x, t)| < C_R$.

Все результаты основаны на использовании следующей теоремы бакстеровского типа. (В дальнейшем Var и \sup без индексов берутся по $[0, 1]$, C означает некоторые (возможно, различные) конечные неслучайные константы, Λ — некоторые случайные величины, $\Lambda < \infty$ п. н., $\varepsilon_N = \ln N / \sqrt{N}$).

Теорема 1. Пусть

$$D = \{a: [0, 1] \rightarrow \mathbb{R} \mid \text{Var} a(\cdot) < \infty\},$$

$$B_N(x, a) = \sum_{j=1}^N a(t_{j-1}^N) (x(t_j^N) - x(t_{j-1}^N))^2.$$

Тогда существует Λ такое, что

$$\sup_{a \in D} \frac{\left| B_N(x, a) - \int_0^1 a(t) g^2(t) dt \right|}{2 \sup |a(\cdot)| + \text{Var } a(\cdot) + 1} \leq \Lambda \varepsilon_N.$$

Предположим, что g^2 принадлежит классу \mathcal{G} такому, что

$$\exists A, V, \forall h \in \mathcal{G} \quad \sup |h| \leq A < \infty, \quad \text{Var } h \leq V < \infty. \quad (2)$$

Для $h \in \mathcal{G}$ обозначим

$$R_N^*(h) = \int_0^1 h^2(t) dt - 2 B_N(x, h).$$

Из теоремы 1 следует

$$R_N^*(h) \rightarrow R(h) = \int_0^1 (h(t) - g^2(t))^2 dt - \int_0^1 g^4(t) dt,$$

поэтому можно ожидать, что элемент \hat{g}_N^* , минимизирующий R_N^* , будет стремиться к $\arg \min R$, т. е. к g^2 . Но, возможно, R_N^* не имеет минимума на \mathcal{G} . Поэтому будем рассматривать минимизирующую последовательность следующего вида. Обозначим $y = \arg \min (R^*, \mathcal{G}, \delta)$, если для любого $h \in \mathcal{G}$ $R^*(y) < R^*(h) + \delta$.

Теорема 2. Пусть $g_N^* = \arg \min (R_N^*, \mathcal{G}, \varepsilon_N)$. Если выполнено (2), то для некоторой случайной величины $\Lambda < \infty$

$$\int_0^1 (g_N^*(t) - g^2(t))^2 dt = \Lambda \varepsilon_N \quad \text{п. п.}$$

Если (2) не выполнено, то функционал R_N^* следует модифицировать, добавив некий „стабилизирующий член“ $\alpha_N U(h)$ такой, что $\sup |h| + \text{Var } h \leq \max(CU(h), C)$ для некоторого $C < \infty$ и $\alpha_N \rightarrow 0$. Точнее, положим $R_N^\circ(h, \alpha_N) = R_N^*(h) + \alpha_N U(h)$ и $g_N^\circ = \arg \min (R_N^\circ(\cdot, \alpha_N), \mathcal{G}, \delta_N)$.

Теорема 3. Если $g^2 \in \mathcal{G}$, $\mathcal{G} \subseteq D$, $\varepsilon_N = o(\alpha_N)$, то

$$\int_0^1 (g_N^\circ(t) - g(t))^2 dt \leq \Lambda(\alpha_N + \varepsilon_N + \delta_N) \quad \text{п. п.} \quad (3)$$

Пример. Положим

$$U(h) = \int_0^1 \left(|h(t)|^2 + \left| \frac{d}{dt} h(t) \right|^2 \right) dt, \quad \mathcal{G} = \{h: U(h) < \infty\}.$$

Как известно, $\sup |h| + \text{Var } h \leq C(U(h))^{1/2}$, а значит, условие теоремы 3 выполнено и $g_N^\circ = \arg \min (R_N^\circ(\cdot, \alpha_N), \mathcal{G}, 0)$ является состоятельной оценкой для g^2 . Чтобы оценить g_N° , воспользуемся разложением

$$h(t) = \sum_{k=-\infty}^{+\infty} \theta_k u_k(t),$$

где $u_k(t) = \exp(2\pi i k t)$. Имеем

$$g_N^\circ(t) = \sum_{k=-\infty}^{+\infty} \theta_k^\circ u_k(t),$$

где $\theta_k^\circ = B(x, u_k) / (1 + \alpha_N((2\pi k)^2 + 1))$. Очевидно, $|B(x, u_k)| \leq B(x, u_0)$, так что $U(g_N^\circ) < \infty$. Если вместо $g_N^\circ(t)$ использовать оценку

$$\tilde{g}_l = \sum_{k=-l}^l \theta_k^\circ u_k(t),$$

то

$$\int_0^1 (g^\circ(t) - \tilde{g}_l(t))^2 dt \leq |B(x, u_0)|^2 \sum_{|k|>l} \frac{1}{(\alpha_N((2\pi k)^2 + 1) + 1)^2}.$$

Доказательство теоремы 1. Пусть $A = \sup |a(\cdot)|$, $F = \sup |f(x(\cdot), \cdot)|$. Случайная величина F конечна п. и., так как процесс x непрерывен на $[0, 1]$. В силу (1) для $t > s$

$$x(t) = x(s) + \int_s^t f(x(u), u) du + \int_s^t g(u) dw(u).$$

Поэтому $B_N(x, a) = J_1^N + 2J_2^N + J_3^N$, где

$$\begin{aligned} J_1^N &= \sum_{j=1}^N a(t_{j-1}) \left(\int_{t_{j-1}}^{t_j} f(x(u), u) du \right)^2, \\ J_2^N &= \sum_{j=1}^N a(t_{j-1}) \left(\int_{t_{j-1}}^{t_j} f(x(u), u) du \int_{t_{j-1}}^{t_j} g(u) dw(u) \right), \\ J_3^N &= \sum_{j=1}^N a(t_{j-1}) \left(\int_{t_{j-1}}^{t_j} g(u) dw(u) \right)^2. \end{aligned}$$

Оценим каждый член. Для J_1^N , очевидно,

$$|J_1^N| \leq \sum_{j=1}^N AF^2(t_j - t_{j-1})^2 \leq AF^2N^{-1}. \quad (4)$$

Обозначив $\sigma_j = G\sqrt{t_j - t_{j-1}}$, $z_j = C\varepsilon_N/\sigma_j$, для J_2^N имеем $|J_2^N| \leq AF\bar{J}_2^N$, где

$$\bar{J}_2^N = \max_j \left| \int_{t_{j-1}}^{t_j} g(s) dw(s) \right|$$

и для любого $C > 0$

$$p_N = \Pr \left\{ \sup_u \frac{J_2^N}{AF} > C\varepsilon_N \right\} \leq 1 - \left(1 - \frac{2}{z_j} \exp\left(-\frac{z_j^2}{2}\right) \right)^N$$

и

$$p_N = O\left(\frac{2N}{\ln N \cdot N^{-c \ln N/G^2}}\right),$$

значит, $\sum_N p_N < \infty$, и по лемме Бореля–Кантелли $J_2^N \leq \Lambda \varepsilon_N$ п. и.

С учетом (4) для завершения доказательства достаточно установить, что $\exists \lambda \forall a \in D$,

$$\left| J_3^N - \int_0^1 a(t) g^2(t) dt \right| < \Lambda \varepsilon_N (2\Lambda + \text{Var } a).$$

Рассмотрим сначала случай $a = a(t, v) = I\{t \leq v\}$. При этом

$$J_3^N = J(v) = \sum_{j=1}^{vN} \left(\int_{t_{j-1}}^{t_j} g(u) dw(u) \right)^2.$$

Обозначим

$$L(v) = \int_0^v g^2(t) dt, \quad v_N^v = \frac{\inf\{i: v < t_i^N\}}{N}.$$

Тогда

$$\mathbf{E}J(v) = \sum_{i=1}^{vN} \int_{t_{i-1}}^{t_i} g^2(u) du = L(v_N^v).$$

$$J(v) - L(v) = \sum_{j=1}^{vN} \eta_j^N - L(v) + L(v_N^v),$$

где

$$\tilde{\eta}_j^N = \int_{t_{j-1}}^{t_j} g(u) dw(u), \quad \eta_j^N = (\tilde{\eta}_j^N)^2 - \mathbf{E}(\tilde{\eta}_j^N)^2.$$

Из условия $|g(t)| < G$ вытекает $|L(v) - L(v_N^v)| \leq G^2 N^{-1}$. Поэтому для

$$r_N = \Pr \left\{ \sup_v |J(v) - L(v)| > C \varepsilon_N \right\}$$

имеем

$$\begin{aligned} r_N &\leq \Pr \left\{ \max_{1 \leq k \leq N} \left| \sum_{j=1}^k \eta_j^N \right| > C \varepsilon_N - G^2 N^{-1} \right\} \leq \\ &\leq \Pr \left\{ \max_{1 \leq k \leq N} \frac{\left| \sum_{j=1}^k \eta_j^N \right|}{N^{1/2}} \geq C' \ln N \right\}. \end{aligned}$$

Обозначим

$$U(x) = \text{ch } x - 1, \quad \zeta_k = U\left(\frac{1}{s} \sum_{j=1}^k \eta_j^N\right)$$

для некоторого $s > 0$. Согласно (д) из [3, с. 71] ζ_k — субмартингал и с учетом (16) из [3, с. 78]

$$\Pr \left\{ \max_{1 \leq k \leq N} |\zeta_k| \geq y \right\} \leq \mathbf{E} \zeta_N / y.$$

Согласно [4] получаем, что $\mathbf{E} \zeta_N \leq 1$, если

$$s \geq \frac{2}{s_0} \left(\sum_{j=1}^N \left(\mathbf{E}(\tilde{\eta}_j^N)^2 \right)^2 \right)^{1/2}.$$

где $0 < s_0 < 1$ — некоторая абсолютная константа. Но $\mathbf{E}(\tilde{\eta}_j^N)^2 \leq G^2 N^{-1}$; тогда $\mathbf{E} \zeta_N \leq 1$, если $s = s_N = 2G^2 N^{-1/2} / s_0$, и

$$r_N \leq \Pr \{ \max \zeta_j \geq U(C'G^{-2} \ln N) \} \leq 2/(N^\beta - 1),$$

где $\beta = C'G^{-2}$. Если $\beta > 1$, то $\sum r_N < \infty$ и, следовательно,

$$\sup_v |J(v) - L(v)| \leq \Lambda \varepsilon_N \quad \text{п. н.}$$

Для любого $a \in D$, используя интегрирование по частям, получаем

$$\left| J_3^N - \int_0^1 a(t) g^2(t) dt \right| \leq (2A + \text{Var } a) \sup_v |J(v) - L(v)|.$$

Это неравенство завершает доказательство.

Доказательство теоремы 2. Из определений R_N^* и R следует

$$\sup_{h \in \mathcal{G}} |R(h) - R_N^*(h)| = 2 \sup_{h \in \mathcal{G}} \left| B_N(x, h) - \int_0^1 g^2(t) h(t) dt \right|.$$

Используя теорему 1, имеем

$$R_N^*(g^2) \leq R(g^2) + \Lambda \varepsilon_N = - \int_0^1 g^4(t) dt + \Lambda \varepsilon_N,$$

и значит,

$$R_N^*(g_N^*) \leq R(g^2) + (\Lambda + 1) \varepsilon_N$$

и

$$R(g_N^*) \leq R_N^*(g_N^*) + \Lambda \varepsilon_N \leq - \int_0^1 g^4(t) dt + (2\Lambda + 1) \varepsilon_N.$$

Поэтому

$$R(g_N^*) - R(g^2) = \int_0^1 (g^2(t) - g_N^*(t))^2 dt \leq (2\Lambda + 1) \varepsilon_N.$$

Теорема доказана.

Доказательство теоремы 3. Воспользуемся критерием

$$R'_N(h, \alpha) = R_N^*(h, \alpha) + \int_0^1 g^4(t) dt$$

вместо R_N^α . Очевидно, $g_N^* = \arg \min (R'_N(\cdot, \alpha_N), \mathcal{G}, \delta_N)$. По теореме 1 $\forall h \in \mathcal{G}$

$$\left| B_N(x, h) - \int_0^1 h(t) g^2(t) dt \right| \leq \Lambda \varepsilon_N \max(U(h), 1). \quad (5)$$

Далее, так же, как и в теореме 2,

$$R'_N(g^2, \alpha_N) \leq \Lambda \varepsilon_N \max(U(g^2), 1) + \alpha_N U(g^2)$$

и

$$R'_N(g_N^*, \alpha_N) \leq (\alpha_N + \Lambda \varepsilon_N) \max(U(g^2), 1) + \delta_N.$$

Поскольку (5) выполнено, получаем

$$\begin{aligned} \left| R'_N(g_N^*, \alpha_N) - \int_0^1 (g^2(t) - g_N^*(t))^2 dt - \alpha_N U(g_N^*) \right| &\leq \\ &\leq \Lambda \varepsilon_N \max(U(g_N^*), 1) \end{aligned} \quad (6)$$

и

$$R'_N(g_N^*, \alpha_N) \geq \int_0^1 (g^2 - g_N^*)^2 dt + (\alpha_N - \Lambda \varepsilon_N) U(g_N^*).$$

Таким образом,

$$U(g_N^*) \leq \frac{(\alpha_N + \Lambda \varepsilon_N) \max(U(g^2), 1) + \delta_N}{\alpha_N - \Lambda \varepsilon_N}. \quad (7)$$

Используя еще раз (6), получаем

$$\int_0^1 (g^2 - g_N^*)^2 dt \leq 2(\alpha_N + \Lambda \varepsilon_N) \max(U(g_N^*), 1) + \delta_N \leq \Lambda'(\alpha_N + \varepsilon_N + \delta_N)$$

виду (7), так как $\varepsilon_N = o(\alpha_N)$, Неравенство (3) доказано.

1. Клименко П., Телесниц Л. Методы обнаружения моментов изменений свойств случайных процессов // Автоматика и телемеханика. – 1983. – № 10. – С. 5–56.
2. Вовк Л. Б., Майборода Р. Е. Об оценивании момента разладки для процесса типа Орнштейна–Уленбека // Укр. мат. журн. – 1993. – 45, № 9. – С. 1198–1205.
3. Гихман И. И., Скороход А. В. Теория случайных процессов: В 3-х т. – М.: Наука, 1971. – Т. 1. – 664 с.
4. Бесклинская Е. П., Козаченко Ю. В. Сходимость в нормах пространства Орлича и теорема Лепс–Бакстера // Теория вероятностей и мат. статистика. – 1986. – Вып. 35. – С. 3–6.

Получено 08.09.94