

УДК 519.21

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

Непараметрическое обнаружение разладки по наблюдениям с погрешностью

Рассмотрена задача обнаружения разладки в последовательности независимых случайных величин по наблюдениям, которые представляют собой сумму исследуемых данных с независимым неоднородным шумом. Построены сильно состоятельная оценка момента разладки и доверительный интервал.

Розглянуто задачу виявлення розладки у послідовності незалежних випадкових величин за спостереженнями, що являють собою суму досліджуваних даних з незалежним неоднорідним шумом. Побудовані сильно слухна оцінка моменту розладки і надійний проміжок.

Задача непараметрического обнаружения разладки последовательности независимых случайных величин (с. в.) хорошо исследована [1—3]. Обычно

© Р. Е. МАЙБОРОДА, 1991

предполагают, что наблюдения ξ_1, \dots, ξ_N представляют собой точно измеренные значения исследуемой последовательности. В данной работе рассматривается случай, когда в наблюдениях присутствует неоднородная аддитивная погрешность (шум) с известным распределением.

Пусть $\xi_j, \eta_j, \varepsilon_j, j \in N$, — независимые в совокупности с. в., а $\zeta_j = \xi_j + \varepsilon_j$ при $1 \leq j \leq \vartheta N$ и $\zeta_j = \eta_j + \varepsilon_j$ при $\vartheta N \leq j \leq N$, где $\vartheta \in (0, 1)$. Число ϑ назовем моментом разладки выборки ζ_j , а ε_j — погрешностями наблюдений ζ_j . Предполагается, что функции распределения $F(x) = P\{\xi_j < x\}$ и $H(x) = P\{\eta_j < x\}$ неизвестны, $F \neq H$. Производящие функции моментов погрешностей $\Phi_j(u) = E \exp(ue_j) < \infty$ известны. Требуется оценить значение момента разладки ϑ по наблюдениям.

Обозначим через $f_\xi(u) = E \exp(ue_\xi)$ производящую функцию моментов величины ξ ,

$$R_N(u, t) = N^{-1} \left((1-t) \sum_{j=1}^{tN} \exp(ue_j)/\Phi_j(u) - t \sum_{j=tN}^N \exp(ue_j)/\Phi_j(u) \right).$$

В качестве оценки для ϑ рассмотрим $\hat{\vartheta}_N = \hat{\vartheta}_N(U) = \operatorname{argmax}_{t \in U} |R_N(u, t)|$, где U — некоторое подмножество \mathbb{R} . В дальнейшем будут использоваться два вида множеств $U : U$ — конечное множество точек $U = S = \{u_i\}_{i=1}^n$ или U — отрезок с центром в 0, $U = B = [-b, b]$, $b > 0$. Субгауссовским стандартом (нормой с. в. ε) назовем $\operatorname{sub}(\varepsilon) = \inf\{\tau > 0 : \exp(\tau\varepsilon) \leq \exp(\tau^2 u^2/2) \forall u \in \mathbb{R}\}$ (ср. с. [4]).

Теорема 1. Пусть существует $a \in \mathbb{R}$, такое, что $\forall u \in U \quad |2u| < a$ и $f_\xi(v) < \infty, f_\eta(v) < \infty$ при $|v| < a$. Тогда

- 1) если $f_\xi(v) \neq f_\eta(v)$ при некоторых $v \in S$ и $\sum_{j=1}^{\infty} j^{-2} \Phi_j(2u) < \infty$ для всех $u \in S$, то $\hat{\vartheta}_N(S) \rightarrow \theta$ п. н. при $N \rightarrow \infty$;
- 2) если $\operatorname{sub}^2(\varepsilon_j) = o(\ln j)$ ($j \rightarrow \infty, N \rightarrow \infty$), то $\hat{\vartheta}_N(B) \rightarrow \theta$ п. н.

Обозначим

$$X_j^*(u) = \exp(ue_j)/\Phi_j(u),$$

$$Y_j^*(u) = \exp(ue_j)/\Phi_j(u), \quad X_j = X_j^* - EX_j^*, \quad Y_j = Y_j^* - EY_j^*,$$

$$Z_j = X_j \text{ при } j \leq \vartheta N, \quad Z_j = Y_j \text{ при } j > \vartheta N,$$

$$I_N(u, t) = N^{-1} \sum_{j=1}^{tN} Z_j(u), \quad \alpha(N, U) = \sup_{u \in U} \max \left\{ N^{-1} \sum_{j=1}^N X_j, N^{-1} \sum_{j=1}^N Y_j \right\}.$$

Лемма 1. Если выполнены условия п. 1 теоремы, то $\alpha(N, S) \rightarrow 0$ п. н., $N \rightarrow \infty$.

Доказательство. Достаточно проверить, что $N^{-1} \sum_{j=1}^N X_j(u) \rightarrow 0$ п. н. при любом $u \in S$. Поскольку $EX_j(u) = 0$, то по закону больших чисел [5, с. 96] сходимость следует из конечности

$$\sum_{j=1}^N j^{-2} E(X_j^*(u))^2 = \sum_{j=1}^N j^{-2} f_\xi(2u) \Phi_j(2u)/\Phi_j^2(u) < \infty,$$

поскольку из $E\varepsilon_j = 0$ следует $\Phi_j(u) \geq 1 \quad \forall u$.

Лемма 2. Если выполнены условия п. 2 теоремы 1, то $\alpha(N, B) \rightarrow 0$ п. н., $N \rightarrow \infty$.

Доказательство см. в [6].

Лемма 3. Если $\alpha(N, U) \rightarrow 0$ п. н. при $N \rightarrow \infty$, то

$$\sup_{t \in [0, 1]} \sup_{u \in U} |I_N(u, t)| \rightarrow 0 \text{ п. н.}$$

Доказательство. Если $0 < t \leq \theta$, то $|I_N(u, t)| < t\alpha(tN, U)$ а при

$$\begin{aligned} 0 < t < 1, \quad |I_N(u, t)| &\leq \theta\alpha(\theta N, U) + N^{-1} \left| \sum_{j=1}^{Nt} Y_j - \sum_{j=1}^{\theta N} Y_j \right| \leq \\ &\leq 2\theta\alpha(\theta N, U) + t\alpha(tN, U). \end{aligned}$$

Для произвольного $\delta > 0$ обозначим $N_0(\delta) = \inf\{m : \alpha(k) < \delta \forall k \geq m\}$ и $C = \sup_k \alpha(k, U)$. Поскольку $\alpha(k, U) \rightarrow 0$ п. н., то $N_0(\delta) < \infty$ и $C < \infty$ п. н. Положим $t_0 = \delta/C$. Тогда при $0 < t < t_0$ $t\alpha(tN, U) < \delta$ для любых N , а при $t_0 < t < 1$ $t\alpha(tN, U) < \delta$ для $N > N_0(\delta)/t_0$. Таким образом, при $0 < t < 1$ и $N > N_0(\delta)/t_0$, $t\alpha(tN, U) < \delta$. Следовательно, $|I_N(u, t)| \leq 3\delta$ при $N > N_0(\delta)/t_0$. В силу произвольности δ $\sup_{u, t} |I_N(u, t)| \rightarrow 0$ п. н., $N \rightarrow \infty$.

Доказательство теоремы. Легко видеть, что $ER_N(u, t) = (f_\xi(u) - f_\eta(u))g(t, \theta)$, где $g(t, \theta) = t(1 - \theta)$ при $t < \theta$, $g(t, \theta) = (1 - \theta)t$ при $t \geq \theta$. Заметим, что $\sup_{u \in U} |f_\xi(u) - f_\eta(u)| \neq 0$. Действительно, при $U = S$ это верно по условию теоремы, а при $U = B$ следует из аналитичности f_ξ и f_η в окрестности 0 и $F \neq H$. Поскольку максимум $g(t, \theta)$ достигается в единственной точке $t = \theta$, то достаточно доказать, что $\sup_{u, t} |R_N(u, t) - ER_N(u, t)| \rightarrow 0$ п. н. Однако

$$J_N = |R_N(u, t) - ER_N(u, t)| = |I_N(u, t) - tI_N(u, 1)| \leq 2 \sup_{u, s} |I_N(u, s)|, \quad (1)$$

так что утверждение теоремы следует из леммы 3.

Используя (1), можно построить грубый доверительный интервал для момента разладки θ . Пусть $f_\xi(u) < \infty$, $f_\eta(u) < \infty$ при $u \leq a$, $2b < a$. Обозначим

$$f_0 = \max\{f_\xi(+2a), f_\eta(\pm 2a)\},$$

$$\Phi_j = \max_{|u| \leq a} \{\Phi_j(u), \Phi'_j(u), \Phi''_j(u)\}, \quad \beta_2 = 2(2^{1/3} + 2^{-2/3})/\pi,$$

$$\beta_3 = (3^{-3/4} + 3^{1/4})/\pi^2, \quad \Delta = a - 2b,$$

$$r_j = \Phi_j(1 + 2\beta_2 a^{1/3} \Delta^{-4/3} + 3\Phi_j + \beta_3 a^{1/4} \Delta^{-9/4} + 2\beta_2 a^{1/3} \Delta^{-4/3} \Phi_j),$$

$$\delta = \max_{|u| < b} |f_\xi(u) - f_\eta(u)|, \quad K_N = \sum_{j=1}^N r_j.$$

Теорема 2. Пусть

$$t = \hat{\theta}([-b, b]), \quad p \in (0, 1),$$

$$\varepsilon = \varepsilon_p = (32f_0 b K_N/p)^{1/2}/(N\delta), \quad t_- = (t + (t^2 - 4\varepsilon_p)^{1/2})/2,$$

$$t_+ = (1 + t - ((1-t)^2 - 4\varepsilon_p)^{1/2})/2.$$

Тогда $P\{t_- \leq \theta \leq t_+\} \leq p$.

Доказательство. Пусть x, y — гладкие функции, отображающие $[-b, b]$ в \mathbb{R} . Обозначим

$$(x, y) = x(0)y(0) + \int_{-b}^b x'(u)y'(u)du, \quad \|x\| = (x, x)^{1/2},$$

H — замыкание класса гладких функций в норме $\|\cdot\|$. Тогда H — сепаральное гильбертово пространство и $\sup_{|u| < b} |x(u)| \leq \|x\|$ [6]. Оценим

$$E\|X_j\|^2 \leq E\|X_j^*\|^2 \leq \int_{-b}^b E(\exp(u\xi_j)\xi_j/\Phi_j(u) + \exp(u\xi_j)\Phi'_j/\Phi_j^2(u))^2 du.$$

Учитывая, что $\Phi_j(u) > 1$ и используя для оценки $f'_\xi(u)$, $f''_\xi(u)$ формулу Коши, можно получить $E \|X_j\|^2 \leq 2bf_0r_j$.

Таким образом, применяя неравенство Колмогорова [5, с. 454], получаем

$$\begin{aligned} P\{\sup_{t,u} |I_N(u,t)| > \lambda\} &\leq P\{\sup_t \|I_N(\cdot,t)\| \geq \lambda\} \leq \\ &\leq E\|I_N(\cdot,1)\|^2/\lambda^2 \leq 2bf_0K_N/(N\lambda)^2. \end{aligned}$$

Из (1) имеем $P\{J_N > \delta\varepsilon/2\} < p$. Пусть событие $J_N < \delta\varepsilon/2$ наступило.

Заметим, что t может быть равно $\hat{\theta}_N([-b, b])$ только в том случае, если $2J_N > \delta(g(0, 0) - g(t, 0))$, так что $\varepsilon > \theta(1 - \theta) - g(t, 0)$. Из этого неравенства получаем $t(1 - \theta) > \theta(1 - \theta) - \varepsilon$ при $t > \theta$ и $(1 - t)\theta > \theta(1 - \theta) - \varepsilon$ при $t > \theta$. Решая эту систему неравенств относительно θ , получаем $t_- < \theta < t_+$. Теорема доказана.

Замечания. 1. В условиях п. 2 теоремы 1, при $N \rightarrow \infty$ $K_N = o(N^{1+\alpha})$ для любого $\alpha > 0$, так что $t_+ - t_- = o(N^{-1/2+\alpha})$. Если для всех j $\text{sub}(\varepsilon_j) < C < \infty$, то $t_+ - t_- = O(N^{-1/2})$.

2. При построении t_+ и t_- используются величины f_0 и δ , связанные с неизвестными функциями f_ξ и f_η . Поэтому необходимо либо иметь оценки сверху для f_0 и снизу для δ , либо оценивать их по выборке. В последнем случае можно использовать эмпирическую производящую функцию моментов [6].

1. Дарховский Б. С. Непараметрический метод оценивания интервалов однородности случайной последовательности // Теория вероятностей и ее применения.— 1985.— 30, вып. 4.— С. 795—799.
2. Майборода Р. Е. Обнаружение изменений свойств случайных процессов // Статист. probl. управления.— 1984.— Вып. 65.— 244 с.
3. Майборода Р. Е. Квантильные методы поиска разладки // Там же.— 1988.— Вып. 83.— С. 105—109.
4. Булдыгин В. В., Козаченко Ю. В. О субгауссовых случайных величинах // Укр. мат. журн.— 1980.— 32, № 6.— С. 723—730.
5. Гихман И. И., Скороход А. В. Теория случайных процессов: В 3-х т.— М.: Наука, 1971.— Т. 1.— 664 с.
6. Майборода Р. Е. Оценивание производящей функции моментов по наблюдениям с погрешностью // Теория вероятностей и мат. статистика.— 1988.— Вып. 39.— С. 87—90.

Получено 30.10.90