

A. B. Иванов

**О состоятельности и асимптотической нормальности
оценки наименьших модулей**

Пусть R^n — n -мерное евклидово пространство, \mathcal{B}^n — σ -алгебра борелевских множеств R^n , $\Theta \subset R^\rho$ — открытое множество, $\{P_\theta^{(n)}, \theta \in \Theta\}$ — семейство вероятностных мер на (R^n, \mathcal{B}^n) , отвечающих последовательности наблюдений

$$x_j = g(j, \theta) + \varepsilon_j, \quad j = 1, \dots, n. \quad (1)$$

В записи (1) $g(j, \theta)$, $j = 1, \dots, n$, — последовательность функций, зависящих непрерывно и, возможно, нелинейно от параметра $\theta \in \Theta$, подлежащего оценке, ε_j — последовательность независимых одинаково распределенных симметричных случайных величин с функцией распределения F , не зависи-

щей от $\theta \in \Theta$. Положим $L_n(\theta) = \sum_{j=1}^n |x_j - g(j, \theta)|$. Оценкой наименьших модулей параметра $\theta \in \Theta$, полученной по наблюдению последовательности x_j , $j = 1, \dots, n$, назовем \mathcal{B}^n -измеримое отображение $\theta_n : R^n \rightarrow \Theta^c$, для которого $L_n(\theta_n) = \inf\{L_n(\theta), \theta \in \Theta^c\}$, Θ^c — замыкание Θ .

Оценка θ_n — представитель класса оценок минимального контраста [1] и одновременно частный случай оценки метода минимизации эмпирического риска [2]. Если F — распределение Лапласа, то θ_n — оценка максимального правдоподобия, и методы, изложенные в [3], позволяют получить ряд свойств θ_n . В реальных задачах обработки наблюдений (1) распределение F неизвестно. В этом случае некоторые результаты о свойствах θ_n для моделей, в определенном смысле близких к (1), содержатся в работах [4, 5, 2] и др. Значительно большее внимание уделялось методам вычисления оценки θ_n [6].

Предлагаемая работа содержит теоремы о состоятельности θ_n и ее асимптотической нормальности. Пусть $d_n = d_n(\theta)$, $\theta \in \Theta$ — диагональная матрица порядка p с элементами d_{in} , $i = 1, \dots, p$, на диагонали. Если $g(j, \theta)$,

$j \geq 1$, — дифференцируемые функции, $d_{in}(\theta) = \left(\sum_{j=1}^n g_i^2(j, \theta) \right)^{1/2}$, $g_i = (\partial/\partial\theta_i) g$.

Обозначим $f(j, u) = g(j, \theta + n^{1/2}d_n^{-1}u)$, $\Psi_{kn}(u_1, u_2) = \sum_{j=1}^n |f(j, u_1) - f(j, u_2)|^k$, $k \geq 1$. При фиксированном $\theta \in \Theta$ функции $\Psi_{kn}(u_1, u_2)$ определены для $u_1, u_2 \in U_n^c(\theta)$, $U_n(\theta) = n^{-1/2}d_n(\theta)(\Theta - \theta)$. Положим $s(\tau) = \{u \in R^p : |u| < \tau\}$, $E|s_1|^k = \mu_k$. Пусть $E_\theta^{(n)}$ — усреднение по мере $P_\theta^{(n)}$, $K \subset \Theta$ — некоторый компакт. Буквами κ будем обозначать константы, зависящие от K . Везде ниже предполагается

$$\liminf_{n \rightarrow \infty} \inf_{\theta \in K} n^{-1/2} d_{in}(\theta) > 0, \quad i = 1, \dots, p.$$

Введем ряд условий.

M_s. $\mu_s < \infty$ для некоторого целого $s \geq 1$.

A_s. Для любого $R > 0$ для $n > n_0$

$$\sup_{\theta \in K} \sup_{u \in U_n^c(\theta) \cap s^c(R)} \max_{1 \leq j \leq n} |f(j, u_1) - f(j, 0)| \leq \kappa_1(R), \quad s = 1; \quad (2)$$

$$\sup_{\theta \in K} \sup_{u \in U_n^c(\theta) \cap s^c(R)} n^{-1} \Psi_{sn}(u, 0) \leq \kappa_s(R), \quad s \geq 2. \quad (3)$$

B. Для любых $\varepsilon > 0$ и $R > 0$ существует такое $\delta > 0$, что для $n > n_0$

$$\sup_{\theta \in K} \sup_{u_1, u_2 \in s^c(R) \cap U_n^c(\theta)} \frac{n^{-1} \Psi_{1n}(u_1, u_2)}{|u_1 - u_2|} \leq \varepsilon.$$

C. Для любого $r > 0$ существует такое $\Delta(r) > 0$, что для $n > n_0$

$$\inf_{\theta \in K} \inf_{u \in U_n^c(\theta) \setminus s(r)} n^{-1} E_\theta^{(n)} L_n(\theta + n^{1/2} d_n^{-1} u) \geq \mu_1 + \Delta(r),$$

причем существует такое $R_0 > 0$, что $\Delta(R_0) = \rho_0 \mu_1 + \Delta_0$, $\rho_0 > 0$, $\Delta_0 > 0$ — некоторые числа.

Обозначим $g_i(j, \theta + n^{1/2} d_n^{-1} u) = f_i(j, u)$, $i = 1, \dots, p$.

D₁. Множество Θ выпукло. Функции $g(j, \theta)$, $j \geq 1$, непрерывны на Θ^c , непрерывно дифференцируемы в Θ , причем для любого $R > 0$ для $n > n_0$

$$\sup_{\theta \in K} \sup_{u \in s(R) \cap U_n(\theta)} n^{1/2} d_{in}(\theta) \max_{1 \leq j \leq n} |f_i(j, u)| \leq \kappa^{(i)}(R), \quad i = 1, \dots, p.$$

Из D_1 вытекают неравенства (2), (3) и неравенство, усиливающее В:

$$\sup_{\theta \in K} \sup_{u_1, u_2 \in s^c(R) \cap U_n^c(\theta)} n^{-1} \Psi_{2n}(u_1, u_2) |u_1 - u_2|^{-2} \leq \kappa(R). \quad (4)$$

Обозначим $d_{iln}(\theta) = \left(\sum_{j=1}^n g_{ij}^2(j, \theta) \right)^{1/2}$, $g_{il} = (\partial^2 / \partial \theta_i \partial \theta_l) g$, $\Psi_{2n}^{(l)}(u_1, u_2) = \sum_{j=1}^n (f_i(j, u_1) - f_i(j, u_2))^2$, $i = 1, \dots, p$.

D_2 . Множество Θ выпукло, функции $g_i(j, \theta)$, $i = 1, \dots, p$; $j \geq 1$, непрерывны на Θ^c , непрерывно дифференцируемы в Θ , причем для любого $R > 0$ для $n > n_0$

$$\sup_{\theta \in K} \sup_{u \in s(R) \cap U_n(\theta)} n^{1/2} d_{in}^{-1}(\theta) d_{ln}^{-1}(\theta) d_{iln}(\theta + n^{1/2} d_n^{-1}(\theta) u) \leq \kappa^{(ll)}(R), \quad i, l = 1, \dots, p.$$

Применяя к функциям $n^{-1} \Psi_{2n}^{(l)}(u_1, u_2)$ формулу конечных приращений, из D_2 можно получить неравенства

$$\sup_{\theta \in K} \sup_{u_1, u_2 \in s^c(R) \cap U_n^c(\theta)} d_{in}^{-2} \Psi_{2n}^{(l)}(u_1, u_2) |u_1 - u_2|^{-2} \leq \kappa^{(l)}(R), \quad i = 1, \dots, p. \quad (5)$$

Обозначим $\mathcal{I}_n(\theta) = \left(d_n^{-1}(\theta) \left(\sum_{j=1}^n g_i(j, \theta) g_k(j, \theta) \right) d_n^{-1}(\theta) \right)_{i,k=1}^p$, $\lambda_{\min}(\mathcal{I}_n(\theta))$ — наименьшее собственное число матрицы $\mathcal{I}_n(\theta)$.

G. $\liminf_{n \rightarrow \infty} \lambda_{\min}(\mathcal{I}_n(\theta)) > 0$.

H. Случайная величина ε_1 обладает ограниченной плотностью $\varphi(x) = F'(x)$, удовлетворяющей условию $|\varphi(x) - \varphi(0)| \leq H|x|$, H — некоторая константа.

Теорема 1. Если выполнены предположения M_s , A_s , В и С, то для любого $r > 0$

$$\sup_{\theta \in K} P_\theta^{(n)} \{ |n^{-1/2} d_n(\theta) (\theta_n - \theta)| \geq r \} \leq \kappa q_n(s),$$

где $q_n(s) = n^{-s+1}$, $s \geq 2$, и $q_n(1) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$.

Доказательство теоремы 1 мы не приводим; оно в определенной степени близко к [5].

Пусть l — произвольное направление в R^p , $v \in \Theta$. Тогда $\frac{\partial}{\partial l} L_n(\tau) = \sum_{j=1}^n (\nabla g(j, \tau), l) (2\chi\{x_j: g(j, \tau)\} - 1)$, где * означает \leq , если $(\nabla g(j, \tau), l) \geq 0$, и $<$, если $(\nabla g(j, \tau), l) < 0$. Пусть r_0 — расстояние между K и $R^p \setminus \Theta$. Если для $\theta \in K$ и $r < r_0$ осуществляется событие $\{|\theta_n - \theta| < r\}$, то для любого направления l $\frac{\partial}{\partial l} L_n(\theta_n) \geq 0$. Этим замечанием мы воспользуемся при доказательстве теоремы 2. Обозначим C^p класс выпуклых борелевских множеств R^p , Φ_A — нормальное распределение в R^p с нулевым вектором средних и корреляционной матрицей A .

Теорема 2. Пусть выполнены условия M_s , С, D_1 , D_2 , Г и Н. Тогда

$$\sup_{\theta \in K} \sup_{C \in C^p} |P_\theta^{(n)} \{2\Phi(0) \mathcal{I}_n^{1/2}(\theta) d_n(\theta) (\theta_n - \theta) \in C\} - \Phi_{1_p}(C)| \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0.$$

Докажем несколько вспомогательных утверждений. Пусть l_1, \dots, l_p — положительные направления координатных осей. Рассмотрим векторы $L_n^+(\tau)$ и $L_n^-(\tau)$ с координатами $L_{in}^+(\tau) = d_{in}^{-1}(\theta) \frac{\partial}{\partial l_i} L_n(\tau)$ и $L_{in}^-(\tau) = d_{in}^{-1}(\theta) \times$

$\times \frac{\partial}{\partial(-l)} L_n(\tau)$ соответственно и векторы $E_\theta^{(n)} L_n^+(\tau)$ и $E_\theta^{(n)} L_n^-(\tau)$ с координатами $E_\theta^{(n)} L_{in}^+(\tau) = \sum_{j=1}^n d_{in}^{-1}(\theta) g_i(j, \tau) (2F(g(j, \tau) - g(j, \theta)) - 1)$, $E_\theta^{(n)} L_{in}^-(\tau) = -E_\theta^{(n)} L_{in}^+(\tau)$. Очевидно, $E_\theta^{(n)} L_n^\pm(\theta) = 0$, $P_\theta^{(n)} \{L_n^+(\theta) \neq -L_n^-(\theta)\} = 0$. Обозначим $z_n^\pm(u) = |L_n^\pm(\theta + n^{1/2} d_n^{-1} u) - L_n^\pm(\theta) - E_\theta^{(n)} L_n^\pm(\theta + n^{1/2} d_n^{-1} u)| / (1 + |E_\theta^{(n)} L_n^\pm(\theta + n^{1/2} d_n^{-1} u)|)$.

Лемма 1. В условиях теоремы 2 для любого $\varepsilon > 0$ и достаточно малых $r > 0$

$$\sup_{\theta \in K} P_\theta^{(n)} \left\{ \sup_{u \in s(r) \cap U_n(\theta)} z_n^\pm(u) > \varepsilon \right\} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0. \quad (6)$$

Доказательство леммы 1 использует прием, предложенный в [7]. Будем считать, что $r = 1$, а супремум в (6) определяется в кубе $s_0(1) = \{u \in R^p : |u|_0 = \max_{1 \leq i \leq p} |u_i| \leq 1\} \supset s(1)$. Куб $s_0(1)$ покроем $N_0 = O(\ln n)$ кубами $s_{(1)}, \dots, s_{(N_0)}$ следующим образом [7]. Пусть $q \in (0, 1)$. Построим концентрическую систему множеств $s^{(k)} = \{u : (1-q)^{k+1} \leq |u|_0 \leq (1-q)^k\}$, $k = 0, \dots, k_0 - 1$; $s^{(k_0)} = \{u : |u|_0 \leq (1-q)^{k_0}\}$. Каждое из множеств $s^{(k)}$ покроем одинаковыми кубами со стороной $d = (1-q)^k - (1-q)^{k+1} = q(1-q)^k$ и перенумеруем эти кубы. Они и образуют покрытие $s_{(1)}, \dots, s_{(N_0-1)}$, $s_{(N_0)} \stackrel{\text{def}}{=} s^{(k_0)}$. Выберем $k_0 = k_0(n)$ из условия $(1-q)^{k_0} = n^{-\gamma}$, $\gamma \in (1/2, 1)$. Тогда $| \cdot |_0$ -расстояние от $s_{(t)}$ до 0 есть $(1-q)n^{-\gamma k/k_0} = \rho_{(t)}$ при некотором $k = k(t)$ и $| \cdot |_0$ -диаметр $s_{(t)}$ равен $qn^{-\gamma k/k_0} = d_{(t)}$, $t = 1, \dots, N_0 - 1$. Число множеств, покрывающих $s^{(k)}$, можно сделать независящим от k и, следовательно, от n . Поскольку $k_0 = O(\ln n)$, то и $N_0 = O(\ln n)$.

Для $z_n^+(u)$, например, получаем

$$P_\theta^{(n)} \left\{ \sup_{u \in s_0(1)} z_n^+(u) > \varepsilon \right\} \leq P_\theta^{(n)} \left\{ \sup_{u \in s_{(N_0)}} z_n^+(u) > \varepsilon \right\} + \sum_{t=1}^{N_0-1} P_\theta^{(n)} \left\{ \sup_{u \in s_{(t)}} z_n^+(u) > \varepsilon \right\}. \quad (7)$$

Оценим каждое слагаемое в (7). Общий элемент матрицы-производной отображения $u \rightarrow n^{-1/2} E_\theta^{(n)} L_n^+(\theta + n^{1/2} d_n^{-1} u)$ имеет вид

$$\frac{\partial}{\partial u_k} E_\theta^{(n)} L_n^+(\theta + n^{1/2} d_n^{-1} u) = d_{in}^{-1} d_{kn}^{-1} \sum_{j=1}^n [g_{ik}(j, \theta + n^{1/2} d_n^{-1} u) \times$$

$$\times (2F(f(j, u) - f(j, 0)) - 1) + 2f_i(j, u) f_k(j, u) \varphi(f(j, u) - f(j, 0)).$$

По условиям D₂, H и (4) сумма со вторыми производными мажорируется величиной $\kappa_1 |u|$. С другой стороны, благодаря (4), (5) и H разность между оставшейся суммой и общим элементом матрицы $2\varphi(0) \mathcal{I}_n(\theta)$ также оценивается величиной $\kappa_2 |u|$. Из условия G следует, что для достаточно малых u (пусть уже для $u \in s_0(1)$) при $n > n_0$

$$\inf_{\theta \in K} |E_\theta^{(n)} L_n^+(\theta + n^{1/2} d_n^{-1} u)| \geq \kappa_3 n^{1/2} (u)_0. \quad (8)$$

Зафиксируем $t < N_0$ и выберем в $s_{(t)}$ произвольную точку v . Тогда

$$\sup_{u \in s_{(t)}} z_n^+(u) \leq (\sup_{u \in s_{(t)}} U_n^{(t)}(u) + V_n^{(t)})(1 + \kappa_3 n^{1/2} \rho_{(t)})^{-1},$$

где

$$U_n^{(t)}(u) = \sum_{\lambda=1}^4 U_{\lambda n}^{(t)}(u), \quad U_{\lambda n}^{(t)}(u) = \begin{vmatrix} \sum_{j=1}^n d_n^{-1} \nabla f(j, u) (\chi \{x_j * f(j, u)\} - \\ - \chi \{x_j < f(j, v)\}) \end{vmatrix},$$

$$U_{2n}^{(t)}(u) = \left| \sum_{j=1}^n d_n^{-1} (\nabla f(j, u) - \nabla f(j, v)) (2\chi_{\{x_j < f(j, v)\}} - 1) \right|,$$

$$U_{3n}^{(t)}(u) = 2 \left| \sum_{j=1}^n d_n^{-1} \nabla f(j, u) (F(f(j, u) - f(j, 0)) - F(f(j, v) - f(j, 0))) \right|,$$

$$U_{4n}^{(t)}(u) = \left| \sum_{j=1}^n d_n^{-1} (\nabla f(j, u) - \nabla f(j, v)) (2F(f(j, v) - f(j, 0)) - 1) \right|;$$

$$V_n^{(t)} = \left| \sum_{j=1}^n (\nabla f(j, v) (2\chi_{\{x_j < f(j, v)\}} - 1) - \nabla f(j, 0) (2\chi_{\{\varepsilon_j > 0\}} - 1) - \nabla f(j, v) (2F(f(j, v) - f(j, 0)) - 1)) \right|.$$

Из условия D_2 вытекает, что

$$\sup_{u \in S(t)} n^{-1/2} U_{\lambda n}^{(t)}(u) \leq \kappa_4 d_{(t)}, \quad \lambda = 2, 4. \quad (9)$$

Аналогично с помощью условий D_4 и H получаем

$$\sup_{u \in S(t)} n^{-1/2} U_{3n}^{(t)}(u) \leq \kappa_5 d_{(t)}. \quad (10)$$

Оценим $U_{1n}^{(t)}(u)$. Заметим, что для любых $u, v \in S(t)$

$$\begin{aligned} |\chi_{\{x_j > f(j, u)\}} - \chi_{\{x_j < f(j, v)\}}| &\leq \chi_{\{\inf_{u \in S(t)} f(j, u) - f(j, 0) \leq \varepsilon_j\}} \\ &\leq \sup_{u \in S(t)} |f(j, u) - f(j, 0)| = \chi_j. \end{aligned}$$

Следовательно, по условию D_4

$$\sup_{u \in S(t)} n^{-1/2} U_{1n}^{(t)}(u) \leq \sup_{u \in S(t)} n^{-1/2} \left[\sum_{i=1}^p (d_{in}^{-1} \max_{1 \leq i \leq n} |f_i(j, u)|)^2 \right]^{1/2} \sum_{j=1}^n \chi_j \leq \kappa_6 n^{-1} \sum_{j=1}^n \chi_j.$$

С другой стороны, благодаря условиям H и D_4

$$n^{-1} \sum_{j=1}^n E_\theta^{(n)} \chi_j \leq \kappa_7 n^{-1} \sum_{j=1}^n \sup_{u_1, u_2 \in S(t)} |f(j, u_1) - f(j, u_2)| \leq \kappa_8 d_{(t)}. \quad (11)$$

Оценки (9), (10) и (11) показывают, что существуют такие константы κ_9 и κ_{10} , что

$$\begin{aligned} P_\theta^{(n)} \left\{ \sup_{u \in S(t)} U_n^{(t)}(u) (1 + \kappa_3 n^{1/2} \rho_{(t)})^{-1} > \frac{\varepsilon}{2} \right\} &\leq \\ &\leq P_\theta^{(n)} \left\{ \kappa_9 n^{-1} \sum_{j=1}^n (\chi_j - E_\theta^{(n)} \chi_j) > \frac{\varepsilon}{2} \rho_{(t)} - \kappa_{10} d_{(t)} \right\}. \end{aligned} \quad (12)$$

Заметим, что $(\varepsilon/2) \rho_{(t)} - \kappa_{10} d_{(t)} > 0$, если q достаточно мало. Поэтому вероятность (12) по неравенству Чебышева и (11) оценивается величиной

$$\kappa_{11} n^{-2+2\gamma k/k_0} \sum_{j=1}^n E_\theta^{(n)} \chi_j \leq \kappa_{12} n^{-1+\gamma k/k_0}. \quad (13)$$

Нетрудно увидеть, что

$$\begin{aligned} P_\theta^{(n)} \{ V_n^{(t)} (1 + \kappa_3 n^{1/2} \rho_{(t)})^{-1} > \varepsilon/2 \} &\leq \kappa_{13} n^{-1} \rho_{(t)}^{-2} \sum_{i=1}^p d_{in}^{-2} \left(\Psi_{2n}^{(t)}(v, 0) + \right. \\ &\quad \left. + 4 \sum_{i=1}^n f_i(j, v) f_i(j, 0) |F(f(j, v) - f(j, 0)) - F(0)| \right). \end{aligned} \quad (14)$$

В соответствии с (5)

$$n^{-1} \rho_{(t)}^2 d_{in}^{-2} \Psi_{2n}^{(t)}(v, 0) \leq \kappa_{14} n^{-1} \rho_{(t)}^{-2} (\rho_{(t)} + d_{(t)})^2 = \kappa_{14} (1 - q)^{-2} n^{-1}, \quad i = 1, \dots, p. \quad (15)$$

Вторая сумма в (14) оценивается по D_1 и H величиной

$$\kappa_{15} n^{-1} \rho_{(t)}^{-2} (n^{-1} \Psi_{2n}(v, 0))^{1/2} \leq \kappa_{16} n^{-1} \rho_{(t)}^{-2} (\rho_{(t)} + d_{(t)}) = \kappa_{16} (1 - q)^{-2} n^{-1 + \gamma k/k_0}. \quad (16)$$

Оценки (13), (15) и (16) показывают, что для $t = 1, \dots, N_0 - 1$ и $k = k(t)$

$$\sup_{\theta \in K} P_{\theta}^{(n)} \{ \sup_{u \in S_{(t)}} z_n^+(u) > \varepsilon \} = O(n^{-1 + \gamma k/k_0}). \quad (17)$$

Аналогично (17) можно получить неравенство

$$\begin{aligned} \sup_{\theta \in K} P_{\theta}^{(n)} \{ \sup_{u \in S_{(N_0)}} z_n^+(u) > \varepsilon \} &\leq \sup_{\theta \in K} P_{\theta}^{(n)} \{ \sup_{|u|_0 < n^{-\gamma}} |L_n^+(\theta + n^{1/2} d_n^{-1} u) - \\ &- L_n^+(\theta) - E_{\theta}^{(n)} L_n^+(\theta + n^{1/2} d_n^{-1} u)| > \varepsilon \} \leq \kappa_{17} n^{-\gamma}. \end{aligned} \quad (18)$$

Неравенства, аналогичные (7), (17) и (18), верны и для L_n^- .

Положим $E_{\theta}^{(n)} L_n^+(\theta_n) = E_{\theta}^{(n)} L_n^+(\tau)|_{\tau=\theta_n}$.

Лемма 2. В условиях теоремы 2

$$\sup_{\theta \in K} P_{\theta}^{(n)} \{ |L_n^+(\theta) + E_{\theta}^{(n)} L_n^+(\theta_n)| > \varepsilon \} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0. \quad (19)$$

Доказательство. Введем события

$$A_{in}^{\pm} = \{L_{in}^{\pm}(\theta) + E_{\theta}^{(n)} L_{in}^{\pm}(\theta_n) - L_{in}^{\pm}(\theta_n) \geq -\varepsilon (1 + |E_{\theta}^{(n)} L_n^{\pm}(\theta_n)|)\},$$

$$i = 1, \dots, p.$$

Из леммы 1 и состоятельности θ_n вытекает, что

$$\inf_{\theta \in K} P_{\theta}^{(n)} \{ A_{in}^{\pm} \} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 1, \quad i = 1, \dots, p. \quad (20)$$

Поскольку для $n > n_0$ $L_{in}^{\pm}(\theta_n) \geq 0$, то соотношения (20) верны и для событий

$$B_{in}^{\pm} = \{L_{in}^{\pm}(\theta) + E_{\theta}^{(n)} L_{in}^{\pm}(\theta_n) \geq -\varepsilon (1 + |E_{\theta}^{(n)} L_n^{\pm}(\theta_n)|)\} \supseteq A_{in}^{\pm}.$$

События B_{in}^- равновероятны событиям

$$C_{in}^+ = \{L_{in}^+(\theta) + E_{\theta}^{(n)} L_{in}^+(\theta_n) \leq \varepsilon (1 + |E_{\theta}^{(n)} L_n^+(\theta_n)|)\}.$$

Получаем далее

$$B_{in}^+ \cap C_{in}^+ \subseteq D_{in}^+ = \{|E_{\theta}^{(n)} L_{in}^+(\theta_n)| - |L_{in}^+(\theta)| \leq \varepsilon (1 + |E_{\theta}^{(n)} L_n^+(\theta_n)|)\},$$

$$i = 1, \dots, p;$$

$$\bigcap_{i=1}^p D_{in}^+ \subseteq \left\{ \sum_{i=1}^p |E_{\theta}^{(n)} L_{in}^+(\theta_n)| - \sum_{i=1}^p |L_{in}^+(\theta)| \leq p \varepsilon (1 + |E_{\theta}^{(n)} L_n^+(\theta_n)|) \right\} \subseteq$$

$$\subseteq \{(1 - p \varepsilon) |E_{\theta}^{(n)} L_n^+(\theta_n)| \leq p \varepsilon + \sqrt{p} |L_n^+(\theta)|\}.$$

Из последнего включения следует, что для $n > n_0$

$$\sup_{\theta \in K} P_{\theta}^{(n)} \{ |E_{\theta}^{(n)} L_n^+(\theta_n)| > p \} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0. \quad (21)$$

Из (21) и предыдущих рассуждений следует (19).

Лемма 3. В условиях теоремы 2 для любого $\varepsilon > 0$

$$\sup_{\theta \in K} P_{\theta}^{(n)} \{ |E_{\theta}^{(n)} L_n^+(\theta_n) - 2\varphi(0) \mathcal{I}_n(\theta) d_n(\theta) (\theta_n - \theta)| > \varepsilon \} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0. \quad (22)$$

Доказательство. Из состоятельности θ_n , оценки (8) и (21) следует, что для $n > n_0$

$$\sup_{\theta \in K} P_\theta^{(n)} \{ |d_n(\theta)(\theta_n - \theta)| > \rho \} \xrightarrow{\rho \rightarrow \infty} 0. \quad (23)$$

Утверждение леммы получаем из (23) и рассуждений, предшествовавших (8).

Лемма 4. Пусть выполнены условия D₁ и G. Тогда для $n > n_0$

$$\sup_{\theta \in K} \sup_{C \in C^p} |P_\theta^{(n)} \{ L_n^+(\theta) \in C \} - \Phi_{\mathcal{I}_n(\theta)}(C)| \leq \kappa_{18} n^{-1/2}. \quad (24)$$

Доказательство. Положим $L_n^+(\theta) = n^{-1/2} \sum_{j=1}^n x_{jn}$, где $x_{jn} = (n^{1/2} d_{in}^{-1}(\theta) g_i(j, \theta) (2\chi_{\{e_j \neq 0\}} - 1))_{i=1}^p$, $j = 1, \dots, n$. Матрица $\mathcal{I}_n(\theta)$ является корреляционной матрицей суммы $n^{-1/2} \sum_{j=1}^n x_{jn}$. По условию D₁ равномерно по $\theta \in K$

$$n^{-1} \sum_{j=1}^n E_\theta^{(n)} |x_{jn}|^3 \leq p^{3/2} \sum_{i=1}^p n^{-1} \sum_{j=1}^n d_{in}^{-3} |g_i(j, \theta)|^3 n^{3/2} \leq \kappa_{19} < \infty.$$

Таким образом, (24) вытекает из следствия 17.2 в работе [8, с. 165].

Докажем теорему 2. Неравенство (24) эквивалентно неравенству

$$\sup_{\theta \in K} \sup_{C \in C^p} |P_\theta^{(n)} \{ \mathcal{I}_n^{-1/2}(\theta) L_n^+(\theta) \in C \} - \Phi_{1,p}(C)| \leq \kappa_{18} n^{-1/2}. \quad (25)$$

Из (19), (22), (25) и условия G следует, что для любого $\varepsilon > 0$ и $C \in C^p$

$$-\Delta_n + \Phi_{1,p}(C_{-\varepsilon}) \leq P_\theta^{(n)} \{ 2\varphi(0) \mathcal{I}_n^{1/2}(\theta) d_n(\theta) (\theta_n - \theta) \in C \} \leq \Delta_n + \Phi_{1,p}(C_\varepsilon), \quad (26)$$

где C_ε и $C_{-\varepsilon}$ — внешнее и внутреннее множества, параллельные C , $\Delta_n \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$ равномерно по $C \in C^p$ и $\theta \in K$. Утверждение теоремы следует из (26) и неравенства из [8, с. 24].

1. Pfanzagl J. On the measurability and consistency of minimum contrast estimates.— Metrika, 1969, 14, N 2, p. 249—272.
2. Цыбаков А. Б. Оценки точности метода минимизации эмпирического риска.— Проблемы передачи информации, 1981, 17, № 1, с. 50—61.
3. Ибрагимов И. А., Хасьминский Р. З. Асимптотическая теория оценивания.— М.: Наука, 1979.— 527 с.
4. Bassett G., Koenker R. Asymptotic theory of least absolute error regression.— J. Amer. Stat. Assoc., 1978, 73, N 363, p. 618—622.
5. Иванов А. В., Козлов О. М. О состоятельности оценок минимального контраста в случае разнораспределенных наблюдений.— Теория вероятн. и мат. статистика, 1980, N 23, с. 59—68.
6. Bloomfield P., Steiger W. Least absolute deviations curve fitting.— SIAM J. Sci. Stat. Comput., 1980, 1, N 2, p. 290—301.
7. Huber P. J. The behavior of maximum likelihood estimates under nonstandard conditions.— In: Proc. Fifth Berkeley Symp. Math. Statist. Prob. University of California Press, 1967, v. 1, p. 221—234.
8. Bhattacharya R. N., Ranga Rao R. Normal approximation and asymptotic expansions.— N. Y.: Wiley, 1976.— 274 p.

Ин-т киберн. АН УССР, Киев

Поступила в редакцию 18.01.83