

## АСИМПТОТИЧЕСКАЯ НОРМАЛЬНОСТЬ ПРОЕКЦИОННОЙ ОЦЕНКИ БЕСКОНЕЧНОМЕРНОГО ПАРАМЕТРА НЕЛИНЕЙНОЙ РЕГРЕССИИ

A model of nonlinear regression in an infinite-dimensional space is considered. The errors are equally distributed and have a unit correlation operator. The projective estimate for a parameter is constructed and the conditions are obtained under which it is consistent. For the parameter that belongs to an ellipsoid in a Hilbert space, the asymptotic normality of estimates is proved; for this purpose, we use the representation of the estimate in terms of the Lagrange factor and study its asymptotics. The example of nonparametric estimation of a signal for iterated observations under an additive noise is investigated.

Розглянуто модель нелінійної регресії в нескінченновимірному просторі. Помилки спостережень однаково розподілені та мають одиничний кореляційний оператор. Побудована проєкційна оцінка параметра, одержані умови її слушності. Для параметра, що належить еліпсоїду в гільбертовому просторі, доведена асимптотична нормальність оцінок. При цьому використано подання оцінки через множник Лагранжа, вивчена асимптотика останнього. Розглянуто приклад непараметричного оцінювання сигналу при повторних спостереженнях в адитивному шумі.

Настоящая работа является продолжением статьи [1], где изучен случай нелинейной регрессии. Там же приведен обзор некоторых работ, касающихся проекционных оценок бесконечномерного параметра. Подобные схемы регрессии допускают содержательную интерпретацию в модели наблюдений сигнала или его преобразований на фоне помех [2]. Асимптотическая нормальность оценок сигнала позволяет доказывать аналогичное свойство для оценок нелинейных функционалов от сигнала.

**1. Непараметрическое оценивание сигнала.** Пусть на отрезке  $[0, T]$  наблюдается последовательность функций

$$y_n(t) = s_0(t) + \xi_n(t), \quad t \in [0, T], \quad n \geq 1. \quad (1)$$

Здесь  $s_0 \in L_2[0, T]$  — неизвестная функция, подлежащая оцениванию;  $\{\xi_n(t), t \in [0, T]; n \geq 1\}$  — последовательность независимых, измеримых и непрерывных в среднем квадратическом процессов с нулевым средним. Предположим также, что процессы  $\{\xi_n(t)\}$  порождают одинаковые распределения в пространстве траекторий  $L_2[0, T]$ ; пусть  $r(t, s)$  — их общая корреляционная функция. Рассмотрим интегральный оператор в  $L_2[0, T]$

$$(Kx)(t) := \int_0^T r(t, s)x(s)ds, \quad t \in [0, T], \quad x \in L_2[0, T].$$

Предположим, что он ядерный и все его собственные числа  $\lambda_n > 0$ . Пусть  $\varphi_n, n \geq 1$ , — соответствующие собственные функции. Указанные предположения о процессах выполняются, например, если  $\{\xi_n(t)\}$  — независимые реализации стандартного винеровского процесса на  $[0, T]$ .

Пусть  $(f, g)$  — скалярное произведение функций  $f$  и  $g$  в  $L_2[0, T]$ ;  $\{a_i\}$  — заданная бесконечно малая последовательность положительных чисел. Предположим, что  $s_0 \in \tilde{\Theta}$ ,

$$\tilde{\Theta} := \left\{ f \in L_2[0, T]; \sum_{i=1}^{\infty} \frac{(f, \varphi_i)^2}{a_i} \leq 1 \right\}. \quad (2)$$

Требуется по наблюдениям  $y_n(t), n = \overline{1, N}$ , при ограничениях (2) построить оценку функции  $s_0$ .

Наблюдения (1) можно интерпретировать как наблюдения в пространстве

последовательностей  $l_2$ . Действительно, умножив (1) скалярно на  $\varphi_i$ , получим

$$y_{ni} := (y_n, \varphi_i) = (s_0, \varphi_i) + (\xi_n, \varphi_i), \quad i \geq 1, \quad n \geq 1. \quad (3)$$

Обозначим  $\varepsilon_{ni} := (\xi_n, \varphi_i)$ . Тогда  $E\varepsilon_{ni} = 0$ ,  $D\varepsilon_{ni} = \lambda_i$ . Введем векторы в  $l_2$ :  $\bar{y}_n := (y_{ni})_{i=1}^{\infty}$ ,  $\bar{s}_0 = (s_0, \varphi_i)_{i=1}^{\infty}$ ,  $\bar{\varepsilon}_n := (\varepsilon_{ni})_{i=1}^{\infty}$ . Наблюдения (3) можно представить в виде

$$\bar{y}_n = \bar{s}_0 + \bar{\varepsilon}_n, \quad n \geq 1. \quad (4)$$

Здесь  $\{\bar{\varepsilon}_n, n \geq 1\}$  — центрированные одинаково распределенные случайные векторы со значениями в  $l_2$  и корреляционным оператором  $S = \text{diag}(\lambda_i, i \geq 1)$ . При этом  $\bar{s}_0 \in \Theta$ ,

$$\Theta := \left\{ x \in l_2: \sum_{i=1}^{\infty} \frac{x_i^2}{a_i} \leq 1 \right\}.$$

Обозначим через  $\{e_i, i \geq 1\}$  стандартный базис в  $l_2$ ,  $L_m$  — подпространство, натянутое на  $e_1, \dots, e_m$ ,  $\pi_m$  — ортопроектор на  $L_m$ ,  $I$  — единичный оператор в  $l_2$ . Пусть задана некоторая неубывающая последовательность номеров  $\{m(N), N \geq 1\}$ ;  $m(N) \rightarrow \infty, N \rightarrow \infty$ . Введем функционал

$$\Phi_N(\theta) := \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N \sum_{i=1}^{m(N)} \frac{(y_{ni} - \theta_i)^2}{\lambda_i}, \quad \theta \in \pi_{m(N)}\Theta.$$

Определим проекционную оценку  $\hat{\theta}_N$  как случайный вектор, удовлетворяющий с вероятностью 1 равенству

$$\Phi_N(\hat{\theta}_N) = \min_{\theta \in \pi_{m(N)}\Theta} \Phi_N(\theta).$$

Обозначим

$$\Theta^0 := \left\{ x \in l_2: \sum_{i=1}^{\infty} x_i^2 / a_i < 1 \right\}, \quad M_m := \max_{1 \leq i \leq m} \frac{\lambda_i}{\sqrt{a_i}}, \quad H_m := \max_{i \geq m+1} \sqrt{a_i}.$$

Далее для краткости вместо  $m(N)$  будем писать  $m$ .

Из результатов [1] получаем условия существования асимптотически нормальной проекционной оценки.

**Теорема 1.** Пусть выполнены следующие предположения:

1)  $\bar{s}_0 \in \Theta^0$ ; 2)  $kH_k \rightarrow 0, k \rightarrow \infty$ ; 3)  $kM_k H_k = O(1)$ . Тогда существует такая последовательность  $m = m(N)$ , что  $\sqrt{N}(\hat{\theta}_N - \bar{s}_0) \rightarrow \gamma$  по распределению в  $l_2$ , где  $\gamma$  — центрированный гауссовский случайный вектор с корреляционным оператором  $S$ . Асимптотическая нормальность оценки имеет место для всех таких последовательностей, что  $m = o(\sqrt{N})$ ;  $mM_m = O(\sqrt{N})$ ;  $\sqrt{N}H_m = O(1)$ .

Если построена оценка  $\hat{\theta}_N$ , то оценка  $\hat{s}_N$  сигнала  $s_0$  есть сумма  $\hat{s}_N(t) = \sum_{i=1}^m (\hat{\theta}_N, e_i)_{l_2} \varphi_i(t), t \in [0, T]$ . При выполнении условий теоремы 1  $\sqrt{N}(\hat{s}_N(t) - s_0(t)) \rightarrow \gamma(t)$  по распределению в  $L_2[0, T]$ , где  $\gamma(t) := \sum_{i=1}^{\infty} \sqrt{\lambda_i} \xi_i \varphi_i(t)$ ,  $\{\xi_i\}$  — независимые стандартные гауссовские случайные величины, а ряд сходится в среднем квадратическом с вероятностью 1.

В [2] рассмотрена задача оценивания функционала от сигнала

$$F(s_0) = \int_0^T f(t, s_0^{(p_1)}(t), \dots, s_0^{(p_m)}(t)) dt,$$

где  $f: [0, T] \times \mathbb{R}^m \rightarrow \mathbb{R}$ ;  $p_i \in \mathbb{Z}$ ,  $p_i \leq 0$ ;  $s_0^{(p)}$  есть такая  $|p|$ -кратная первообразная функции  $s_0$ , что производные от этой первообразной порядка  $0, 1, \dots, |p| - 1$  равны 0 при  $t = 0$ . Там же приведены условия гладкости функции  $f$ , обеспечивающие дифференцируемость по Фреше функционала  $F$  в пространстве  $L_2[0, T]$ . Если  $F$  является таковым, то в условиях теоремы 1 величина  $F(\hat{s}_N)$  — асимптотически нормальная оценка значения  $F(s_0)$ . Последнее утверждение есть следствие асимптотической нормальности  $\hat{s}_N$  и представления

$$\sqrt{N}(F(\hat{s}_N) - F(s_0)) = F'(s_0)(\sqrt{N}(\hat{s}_N - s_0)) + o(\sqrt{N} \|\hat{s}_N - s_0\|), \quad N \rightarrow \infty.$$

**2. Модель нелинейной регрессии в  $\mathbb{R}^\infty$ .** Если разделить обе части (3) на  $\sqrt{\lambda_n}$ , то эти наблюдения сводятся к модели линейной регрессии в пространстве  $\mathbb{R}^\infty$ , причем вектор шума будет иметь единичный корреляционный оператор. В более общей ситуации, когда в наблюдения типа (1) входят нелинейные преобразования от сигнала, имеем нелинейную модель регрессии.

Пусть  $\{e_i\}$  — стандартный базис в  $\mathbb{R}^\infty$ ;  $L_k$  — подпространство, введенное в п. 1;  $\pi_k$  — оператор проектирования на  $L_k$  в пространстве  $\mathbb{R}^\infty$ ;  $\Theta$  — выпуклое компактное множество в  $\mathbb{R}^\infty$ . Зафиксируем неубывающую бесконечно большую последовательность померов  $\{m(N), N \geq 1\}$ . Обозначим  $P_i := \pi_{m(i)} - \pi_{m(i-1)}$ ,  $i \geq 1$ , где  $\pi_{m(0)} := 0$ . Пусть задана последовательность функций  $f_n: \Theta \rightarrow \mathbb{R}^\infty$ , имеющих блочную структуру:

$$f_n(\theta) = \sum_{i=1}^{\infty} f_{ni}(P_i \theta), \quad n \geq 1, \quad \theta \in \Theta. \quad (5)$$

Здесь  $f_{ni}: P_i \Theta \rightarrow P_i \mathbb{R}^\infty$ , ряд (5) сходится в тихоновской топологии, функции  $f_{ni}$  предполагаются непрерывными. Пусть  $y_n := f_n(\theta_0) + \varepsilon_n$ ,  $n \geq 1$ , где  $\theta_0$  — неизвестный вектор из  $\Theta$ ,  $\{\varepsilon_n\}$  — последовательность центрированных одинаково распределенных случайных векторов в  $\mathbb{R}^\infty$  с единичным корреляционным оператором. Предположим, что при фиксированном  $N \geq 1$  наблюдаются случайные векторы  $\pi_{m(N)} y_n$ ,  $n = \overline{1, N}$ . В качестве оценки параметра  $\theta_0$  по этим наблюдениям используется аналог МНК-оценки. Введем псевдонорму в  $\mathbb{R}^\infty$ :  $\|x\|_k := \|\pi_k x\|_{L_k}$ , где последняя норма есть евклидова норма в  $L_k$ . Рассмотрим функционал

$$Q_N(\theta) := \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N \|y_n - f_n(\theta)\|_m^2, \quad \theta \in \pi_m \Theta.$$

Здесь, как и выше,  $m = m(N)$ . Определим проекционную оценку  $\hat{\theta}_N$  равенством

$$Q_N(\hat{\theta}_N) = \min \{Q_N(\theta); \theta \in \pi_m \Theta\}. \quad (6)$$

Если существует несколько значений, доставляющих минимум, возьмем в качестве  $\hat{\theta}_N$  любое из них. В силу конечномерности оценки при каждом  $N \geq 1$  существует  $L_m$ -значный случайный вектор  $\hat{\theta}_N$ , удовлетворяющий соотноше-

нию (6) с вероятностью 1 [3]. Поэтому в дальнейшем будем считать  $\hat{\theta}_N$  случайным элементом в  $\mathbb{R}^\infty$ .

**3. Состоятельность оценки.** Предположим, что функция  $f_{n_i}$  определена не только на множестве  $P_i\Theta$ , но и в некоторой окрестности этого множества в пространстве  $P_i\mathbb{R}^\infty$ , принимает значения в  $P_i\mathbb{R}^\infty$  и является дифференцируемой функцией в точках  $P_i\Theta$ . Положим

$$T_N(\theta) := N^{-1} \sum_{n=1}^N f_n^{*'}(\pi_n\theta) f_n'(\pi_n\theta), \quad \theta \in \Theta.$$

Оператор  $T_N$  будем рассматривать как линейный оператор в  $L_m$ .

Рассмотрим следующие условия.

1. Существует такая последовательность  $\{V_N\}$  обратимых линейных операторов в  $L_m$ , что  $\sqrt{m} \|V_N\| = o(\sqrt{N})$ ,  $N \rightarrow \infty$  и при всех  $\theta \in \Theta$ ,  $N \geq 1$ :

$$\frac{1}{N} \sum_{n=1}^N \|f_n(\theta) - f_n(\theta_0)\|_m^2 \geq \varepsilon \|V_N^{-1} \pi_n(\theta - \theta_0)\|^2; \quad \|T_N^{1/2}(\theta) V_N\| \leq C,$$

где  $\varepsilon, C$  — положительные постоянные.

Предположив, что  $f_{n_i} \in C^2(P_i\Theta)$ , рассмотрим при  $\alpha, \beta \in \Theta$  четырехлинейную форму в  $L_m$ :

$$\Phi_N(\alpha, \beta)(h_{1,2}, u_{1,2}) := \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N (S_N^{-1/2} (f_n''(\alpha) - f_n''(\beta)))(V_N h_1, V_N h_2),$$

$$S_N^{-1/2} (f_n''(\alpha) - f_n''(\beta))(V_N u_1, V_N u_2)_m; \quad h_{1,2}, u_{1,2} \in L_m,$$

где  $S_N$  — положительный оператор в  $L_{m(N)}$  с равномерно по  $N$  ограниченным следом;  $(x, y)_m$  — евклидово скалярное произведение в  $L_m$  либо соответствующее квазискалярное произведение в  $\mathbb{R}^\infty$ . Пусть  $\|\Phi_N\|$  есть норма в пространстве полилинейных форм в  $L_m$ .

2. Существует такая функция  $g \in C(\Theta \times \Theta)$ , что  $g(\theta, \theta) = 0$ ,  $\theta \in \Theta$  и

$$\overline{\lim}_{N \rightarrow \infty} \sup_{\alpha, \beta \in \Theta} (\|\Phi_N(\alpha, \beta) - g(\alpha, \beta)\|) \leq 0.$$

При  $n \leq N$  обозначим через  $f_n''(\theta)(V_N, V_N)$  билинейный оператор в  $L_m$ , совпадающий с оператором

$$B_n(h_1, h_2) := f_n''(\theta)(V_N h_1, V_N h_2), \quad h_1, h_2 \in L_m.$$

Для такого оператора  $\|B_n\|_2$  есть норма Гильберта — Шмидта,  $\|B_n\|_2^2 = \sum_{i,j=1}^{m(N)} \|B_n(e_i, e_j)\|_m^2$ .

3. При всех  $\theta \in \Theta$

$$N^{-2} \sum_{n=1}^N \|f_n''(\theta)(V_N, V_N)\|_2^2 \rightarrow 0, \quad N \rightarrow \infty.$$

Условие 2 выполнено, в частности, если последовательность четырехлинейных форм

$$\Psi_N(\alpha, \beta)(h_{1,2}, u_{1,2}) := \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N (S_N^{-1/2} f_n''(\alpha))(V_N h_1, V_N h_2),$$

$$S_N^{-1/2} f_n''(\beta)(V_N u_1, V_N u_2)_m,$$

$h_1, h_2, u_1, u_2 \in L_m$  равномерно сходится по  $\alpha, \beta \in \Theta$ . Условие 2 есть аналог условия теоремы 14 [4], являющейся обобщением теоремы о строгой состоятельности оценки [3]. Следующая лемма обобщает рассуждения [3] на полилинейные формы.

**Лемма 1.** Пусть выполнены условия 2, 3. Тогда

$$A_N := \max_{\theta \in \Theta} \left\| \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N (f_n''(\theta)(V_N, V_N), \pi_m \varepsilon_n)_m \right\| \xrightarrow{P} 0, \quad N \rightarrow \infty, \quad (7)$$

где под знаком максимума стоит равномерная норма в пространстве билинейных форм в  $L_m$ .

**Доказательство.** При фиксированном  $\theta \in \Theta$  согласно условию 3 имеем

$$E \left\| \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N (f_n''(\theta)(V_N, V_N), \pi_m \varepsilon_n)_m \right\|^2 \leq \frac{1}{N^2} \sum_{n=1}^N \sum_{i,j=1}^m E(f_n''(\theta)(V_N e_j, V_N e_j), \pi_m \varepsilon_n)_m^2 = \frac{1}{N^2} \sum_{n=1}^N \|f_n''(\theta)(V_N, V_N)\|_2^2 \rightarrow 0, \quad N \rightarrow \infty,$$

поэтому выражение под знаком максимума в (7) стремится к нулю по вероятности. Пусть  $\alpha \in U(\theta) \cap \Theta$ , где  $U(\theta)$  — окрестность точки  $\theta$ , которую мы выберем позже. Имеем

$$\begin{aligned} \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N (f_n''(\alpha)(V_N, V_N), \pi_m \varepsilon_n)_m &= \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N (f_n''(\theta)(V_N, V_N), \pi_m \varepsilon_n)_m + \\ &+ \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N ((f_n''(\alpha) - f_n''(\theta))(V_N, V_N), \pi_m \varepsilon_n)_m. \end{aligned} \quad (8)$$

Обозначим первое слагаемое в правой части (8) через  $B_1(N, \theta)$ , а второе — через  $B_2(N, \alpha, \theta)$ . Тогда

$$\|B_2(N, \alpha, \theta)\| \leq \sqrt{\varphi_N(\alpha, \theta)} \sqrt{N^{-1} \sum_{n=1}^N \|S_N^{1/2} \pi_m \varepsilon_n\|^2}. \quad (9)$$

Обозначим второй множитель в правой части (9) через  $\beta_N$ . Согласно условию 2  $\forall \varepsilon > 0 \exists N_0(\theta) \exists U(\theta) \forall N \geq N_0(\theta) \forall \alpha \in U(\theta) \cap \Theta: \sqrt{\varphi_N(\alpha, \theta)} < \varepsilon$ . Тогда при

$$N \geq N_0(\theta), \alpha \in U(\theta): \|B_2(N, \alpha, \theta)\| \leq \varepsilon \beta_N.$$

Выделим конечное подпокрытие  $\{U(\theta_i), i = \overline{1, p}\}$  компакта  $\Theta$ . При  $N \geq N_0 := \max\{N_0(\theta_i), 1 \leq i \leq p\}$  имеем

$$A_N \leq \sum_{i=1}^p \|B_1(N, \theta_i)\| + \varepsilon \beta_N.$$

Отсюда при каждом  $\varepsilon > 0$

$$\overline{\lim}_{N \rightarrow \infty} P\{A_N > \delta\} \leq \sup_{N \geq 1} P\{\beta_N > \delta / \varepsilon\}. \quad (10)$$

Однако  $E\beta_N^2 = \text{tr } S_N = O(1)$ , и  $\{\beta_N\}$  ограничены по вероятности. Устремляя в (10)  $\varepsilon \rightarrow 0$ , получаем искомое соотношение (7).

**Теорема 2.** Пусть выполнены условия 1 – 3. Тогда

$$\|V_N\| \|V_N^{-1}(\hat{\theta}_N - \pi_m \theta_0)\| \xrightarrow{P} 0.$$

**Доказательство.** Обозначим

$$\Delta f_n := f_n(\hat{\theta}_N) - f_n(\pi_m \theta_0), \quad n \leq N; \quad \Delta \hat{\theta}_N := \hat{\theta}_N - \pi_m \theta_0.$$

Из определения оценки следует неравенство

$$(2N)^{-1} \sum_{n=1}^N \|\Delta f_n\|_m^2 \leq N^{-1} \sum_{n=1}^N (\Delta f_n, \pi_m \varepsilon_n)_m. \quad (11)$$

Правая часть (11) представляется в виде суммы  $A_{N1} + A_{N2}$ , где

$$\begin{aligned} A_{N1} &:= \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N (f_n'(\theta_0) \Delta \hat{\theta}_N, \pi_m \varepsilon_n)_m = N^{-1/2} (T_N^{1/2}(\theta_0) \Delta \hat{\theta}_N, T_N^{-1/2}(\theta_0) \times \\ &\times N^{-1/2} \sum_{n=1}^N f_n^*(\theta_0) \pi_m \varepsilon_n)_m; \quad A_{N2} := \frac{1}{2N} \sum_{n=1}^N (\bar{f}_n''(\Delta \hat{\theta}_N)^2, \pi_m \varepsilon_n)_m. \end{aligned}$$

Здесь  $\bar{f}_n''$  — производная в некоторой промежуточной точке из отрезка  $[\pi_m \theta_0, \pi_m \hat{\theta}_N]$ . Тогда

$$EA_{N1}^2 \leq N^{-1} \|T_N^{1/2}(\theta_0) \Delta \hat{\theta}_N\|^2 m; \quad A_{N1} = \|V_N^{-1} \Delta \hat{\theta}_N\| O_p\left(\sqrt{\frac{m}{n}}\right).$$

Далее, согласно лемме 1

$$\begin{aligned} |A_{N2}| &\leq \frac{1}{2} \|V_N^{-1} \Delta \hat{\theta}_N\|^2 \max_{\theta \in \Theta} \left\| \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N (f_n''(\theta)(V_N, V_N), \pi_m \varepsilon_n)_m \right\| = \\ &= \|V_N^{-1} \Delta \hat{\theta}_N\|^2 o_p(1). \end{aligned}$$

Из (11) следует

$$N^{-1} \sum_{n=1}^N \|\Delta f_n\|_m^2 = \|V_N^{-1} \Delta \hat{\theta}_N\| \left( O_p\left(\sqrt{\frac{m}{n}}\right) + \|V_N^{-1} \Delta \hat{\theta}_N\| o_p(1) \right).$$

Отсюда согласно условию 1

$$\begin{aligned} \|V_N^{-1} \Delta \hat{\theta}_N\| \left( (\varepsilon - o_p(1)) \|V_N^{-1} \Delta \hat{\theta}_N\| - O_p\left(\sqrt{\frac{m}{n}}\right) \right) &\leq 0, \\ P\{\|V_N^{-1} \Delta \hat{\theta}_N\| > \|V_N\|^{-1} \delta\} &\leq P\{(\varepsilon - o_p(1)) \delta - \\ &- \sqrt{\frac{m}{n}} O_p(1) \|V_N\| \leq 0\} \rightarrow 0, \quad N \rightarrow \infty. \end{aligned}$$

Теорема доказана.

**Следствие 1.** Пусть выполнены условия теоремы 2;  $U(\theta_0)$  — произвольная окрестность точки  $\theta_0$  в тихоновской топологии. Тогда  $P\{\hat{\theta}_N \notin U(\theta_0)\} \rightarrow 0, N \rightarrow \infty$ .

**Следствие 2.** Пусть  $\Theta \subset I_2$  и выполнены условия теоремы 2. Тогда  $\|\hat{\theta}_N - \theta_0\|_2 \xrightarrow{P} 0, N \rightarrow \infty$ .

**4. Асимптотическая нормальность оценки.** Потребуем теперь, чтобы па-

параметр  $\theta_0$  принадлежал пространству последовательностей  $l_2$ . Асимптотическую нормальность будем понимать в смысле сходимости распределений в этом пространстве. Далее норма и скалярное произведение без индексов рассматриваются в пространстве  $l_2$ .

Пусть  $\{a_i\}$  — фиксированная бесконечно малая последовательность положительных чисел,  $A := \text{diag}(a_i, i \geq 1) \in L(l_2)$ . Рассмотрим следующие условия при фиксированном  $\gamma \in (0, 1/2]$ :

$$4. \Theta = \{x \in R(\sqrt{A}) : \|A^{-1/2}x\| \leq 1\}.$$

$$5. \theta_0 \in \Theta^0 := \{x \in R(\sqrt{A}) : \|A^{-1/2}x\| < 1\}.$$

$$6. \exists C > 0 \forall N \geq 1; \alpha, \beta \in \Theta; \tau \in \left\{\frac{1}{2}, \frac{1}{2} + \gamma, 1\right\}; \|T_N^\gamma(\alpha)T_N^{-\tau}(\beta)\| \leq C.$$

$$7. \exists \varepsilon > 0 \forall \alpha, \beta \in \Theta; N \geq 1: \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N \|f_n(\alpha) - f_n(\beta)\|_m^2 \geq \varepsilon \|T_N^{1/2}(\alpha)\pi_m(\alpha - \beta)\|^2.$$

Предполагая, что  $f_{ni} \in C^2(P, \Theta)$ , рассмотрим при  $\alpha, \beta \in \Theta$  четырехлинейную форму в  $L_m$ , аналогичную  $\varphi_N$ :

$$\begin{aligned} \tilde{\varphi}_N(\alpha, \beta)(h_{1,2}, U_{1,2}) := & \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N (S_N^{-1/2}(f_n''(\alpha)(T_N^{\gamma-1/2}h_1, T_N^{\gamma-1/2}h_2) - \\ & - f_n''(\beta)(T_N^{\gamma-1/2}h_1, T_N^{\gamma-1/2}h_2)), S_N^{-1/2}(f_n''(\alpha)(T_N^{\gamma-1/2}u_1, T_N^{\gamma-1/2}u_2) - \\ & - f_n''(\beta)(T_N^{\gamma-1/2}u_1, T_N^{\gamma-1/2}u_2)))_m; \end{aligned}$$

$h_{1,2}, u_{1,2} \in L_m$ , где  $S_m$  — положительный оператор в  $L_{m(N)}$ ,  $\text{tr} S_N = O(1)$ ; оператор  $T_N$  вычисляется в той же точке, что и соответствующая производная  $f_n''$ .

8. Выполнено условие 2 с формой  $\tilde{\varphi}_N$  вместо  $\varphi_N$ .

9. Выполнено условие 3 с оператором  $T_N^{\gamma-1/2}(\theta)$  вместо  $V_N$ .

Рассмотрим при  $\alpha, \beta \in \Theta$  билинейную форму в  $L_m$ :

$$\begin{aligned} \tau_N(\alpha, \beta)(h_{1,2}) := & \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N (f_n''(\alpha)(T_N^{\gamma-1/2}(\alpha)h_1, T_N^{\gamma-1/2}(\alpha)h_2), f_n(\beta) - \\ & - f_n(\alpha))_m; \quad h_{1,2} \in L_m. \end{aligned}$$

10. Существует такая функция  $h \in C(\Theta \times \Theta)$ , что  $h(\theta, \theta) = 0$ ,  $\theta \in \Theta$  и

$$\overline{\lim}_{N \rightarrow \infty} \sup \{ \|\tau_N(\alpha, \beta)\| - h(\alpha, \beta) \mid \alpha, \beta \in \Theta \} \leq 0.$$

11.  $\forall k \geq 1: \{T_N^{-1}(\theta)P_k, N \geq 1\}$  равномерно сходится по  $\theta \in \Theta$  в пространстве линейных операторов в  $P_k \mathbb{R}^\infty$ .

$$12. \sup_{N \geq 1} \text{tr} T_N^{-2\gamma}(\theta_0) < \infty; \sup_{N \geq 1} \text{tr} T_N^{-1}(\theta_0)(I - \pi_{m(k)}) \rightarrow 0, k \rightarrow \infty.$$

$$13. \forall k \geq 1 \forall c \geq 0: N^{-1} \sum_{n=1}^N \int_{\{\|f_n''(\theta_0)\pi_{m(k)}\varepsilon_1\| > c\sqrt{N}\}} \|f_n''(\theta_0)\pi_{m(k)}\varepsilon_1\|^2 dP \rightarrow 0, N \rightarrow \infty.$$

$$14. m = o(\sqrt{N}); m \|T_N^{-\gamma-1/2}(\theta_0)A^{-1/2}\pi_m\| = O(\sqrt{N});$$

$$m \|T_N^{-1/2}(\theta_0)A^{-1}\pi_m\| = O(N). \quad (12)$$

Обозначим через  $V(\theta)$  предельный оператор последовательности  $\{T_N^{-1}(\theta), N \geq 1\}$  в  $\mathbb{R}^\infty$ . При выполнении условий 11, 12  $V(\theta_0)$  есть ядерный оператор в  $l_2$ .

**Теорема 3.** Пусть выполнены условия 4 – 14. Тогда

$$\|\hat{\theta}_N - \theta_0\| \xrightarrow{P} 0, \quad (13)$$

$$\sqrt{N}(\hat{\theta}_N - \pi_{m(N)}\theta_0) \rightarrow \gamma \quad (14)$$

по распределению в  $l_2$ , где  $\gamma$  — случайный элемент в  $l_2$  с распределением  $N(0, V(\theta_0))$ .

*Доказательство* проведем в несколько этапов.

а). Справедливость (13) доказывается аналогично теореме 2. При этом для оценки слагаемого  $A_{N2}$  вместо оператора  $V_N$  используются операторы  $T_N^{\gamma-1/2}$ , вычисленные в соответствующих точках.

б). Представление оценки через множитель Лагранжа. Если  $\hat{\theta}_N(\omega)$  является внутренней точкой проекции  $\pi_m\Theta$  в пространстве  $L_m$ , то  $Q'_N(\hat{\theta}_N) = 0$ . В противном случае  $\hat{\theta}_N(\omega)$  есть стационарная точка функции Лагранжа

$$\Phi(\theta, \lambda) := Q_N(\theta) + \lambda \|A^{-1/2}\theta\|^2, \quad \theta \in U(\pi_m\Theta), \quad \lambda \in \mathbb{R}.$$

Пусть  $\lambda_N = \lambda_N(\omega)$  — значение множителя Лагранжа, соответствующее проекционной оценке. Если  $\hat{\theta}_N$  — внутренняя точка  $\pi_m\Theta$ , то можно считать, что  $\lambda_N = 0$ . Имеем

$$Q'_N(\hat{\theta}_N) + 2\lambda_N A^{-1}\hat{\theta}_N = 0. \quad (15)$$

Обозначим  $S_N^* := \sum_{n=1}^N f_n^*(\theta_0)\pi_m\varepsilon_n$ ,  $N \geq 1$ . Отметим, что

$$Q'_N(\pi_m\theta_0) = -2S_N^*/N.$$

Раскладывая  $Q'_N(\hat{\theta}_N)$  по формуле Тейлора в окрестности  $\pi_m\theta_0$ , получаем представление оценки

$$(\bar{Q}_N''/2 + \lambda_N A^{-1})\hat{\theta}_N = S_N^*/N + \bar{Q}_N''\pi_m\theta_0/2. \quad (16)$$

Здесь  $\bar{Q}_N''$  — вторая производная в промежуточной точке  $\bar{\theta}_N \in [\pi_m\theta_0, \hat{\theta}_N]$ . Вектор  $\bar{\theta}_N$  выбираем так, чтобы он был случайным вектором со значениями в  $L_m$ .

в). С вероятностью 1  $\lambda_N \geq 0$ . Достаточно рассмотреть случай, когда  $\hat{\theta}_N$  лежит на границе  $\pi_m\Theta$ , т. е.  $(A^{-1}\hat{\theta}_N, \hat{\theta}_N) = 1$ . Из (15) следует  $\lambda_N = -(Q'_N(\hat{\theta}_N), \hat{\theta}_N)/2$ . Рассмотрим функцию  $\varphi(t) := Q_N(\hat{\theta}_N - t\hat{\theta}_N)$ ,  $t \in [0, 1]$ . Она достигает минимума при  $t = 0$ . Тогда  $\varphi'(0) = (Q'_N(\hat{\theta}_N), -\hat{\theta}_N) \geq 0$ , откуда  $\lambda_N \geq 0$ .

г). Представление  $V_N := \bar{Q}_N''/2$ . Обозначим

$$\Delta\bar{f}_n := f_n(\bar{\theta}_N) - f_n(\theta_0); \quad \bar{T}_N := T_N(\bar{\theta}_N).$$

Для последовательностей  $\{x_n, y_n; n \geq 1\} \subset l_2$  обозначим  $[x, y]_N := \sum_{n=1}^{m(N)} (x_n, y_n)$ . Справедливо равенство

$$V_N = \bar{T}_N + [\bar{f}''', \Delta\bar{f}]_N - [\bar{f}''', \pi_m\varepsilon]_N = \bar{T}_N^{1/2}(I_m + \bar{T}_N^{-\gamma}Z_N\bar{T}_N^{-\gamma})\bar{T}_N^{1/2}. \quad (17)$$



Здесь  $I_m$  — единичный оператор в  $L_m$ ,

$$Z_N = [\tilde{f}''(\bar{T}_N^{\gamma-1/2}, \bar{T}_N^{\gamma-1/2}), \Delta \tilde{f}]_N - [\tilde{f}''(\bar{T}_N^{\gamma-1/2}, \bar{T}_N^{\gamma-1/2}), \pi_m \epsilon]_N.$$

В силу (13)  $\|\bar{\theta}_N - \pi_m \theta_0\| \xrightarrow{P} 0$ . Тогда по условиям 8 – 10 и аналогу леммы 1  $\|Z_N\| \xrightarrow{P} 0$ . Операторы  $\{T_N^{-\gamma}(\alpha): N \geq 1, \alpha \in \Theta\}$  ограничены в совокупности по норме, и поэтому при достаточно больших  $N$  со сколь угодно большой вероятностью  $V_N$  есть строго положительный оператор в пространстве  $L_m$ .

д). Асимптотика  $\lambda_N$ . Пусть  $\lambda_N > 0, V_N > 0$ . Обозначим  $W_N := V_N^{-1/2} A^{-1} V_N^{-1/2}$ . Из (16) следует

$$\hat{\theta}_N = V_N^{-1/2} (I_m + \lambda_N W_N)^{-1} V_N^{-1/2} S_N^* / N + V_N^{-1/2} (I_m + \lambda_N W_N)^{-1} V_N^{1/2} \pi_m \theta_0.$$

Далее,

$$1 = \|A^{-1/2} \hat{\theta}_N\| \leq \|(I_m + \lambda_N W_N)^{-1} W_N^{1/2} V_N^{-1/2} S_N^* / N\| + \|(I_m + \lambda_N W_N)^{-1} W_N^{1/2} V_N^{1/2} \pi_m \theta_0\| \leq (2\sqrt{\lambda_N})^{-1} \|V_N^{-1/2} S_N^* / N\| + \|A^{-1/2} \theta_0\|.$$

По условию 5  $d := 1 - \|A^{-1/2} \theta_0\| > 0$ , откуда

$$\lambda_N \leq \frac{1}{4d^2} \left\| V_N^{-1/2} \frac{S_N^*}{N} \right\|^2 \leq \frac{1}{4d^2 N} \|V_N^{-1/2} T_N^{1/2}(\theta_0)\|^2 \left\| T_N^{-1/2}(\theta_0) \frac{S_N^*}{\sqrt{N}} \right\|^2.$$

Из (17) и условия 6 следует, что последовательность  $\{\|V_N^{-1/2} T_N^{1/2}(\theta_0)\|\}$  ограничена по вероятности. Кроме того,  $E \left\| T_N^{-1/2}(\theta_0) \frac{S_N^*}{\sqrt{N}} \right\|^2 = \text{tr } I_m = m$ . Следовательно,  $\lambda_N = mN^{-1} o_p(1)$ . Это равенство справедливо без дополнительных условий  $\lambda_N > 0, V_N > 0$ .

е). Представление  $\delta_N := \sqrt{N}(\hat{\theta}_N - \pi_m \theta_0)$  и сходимости конечномерных распределений. Обозначим

$$E_N := \bar{T}_N^{-\gamma} Z_N \bar{T}_N^{-\gamma}; \quad G_N := \bar{T}_N^{-1/2} A^{-1} \bar{T}_N^{-1/2}.$$

Пусть  $V_N > 0$ . Из (16) следует равенство  $\delta_N = D_N - C_N$ , где  $D_N = \bar{T}_N^{-1/2} (I_m + E_N + \lambda_N G_N)^{-1} \bar{T}_N^{-1/2} S_N^* / \sqrt{N}$ ;  $C_N = \sqrt{N} \lambda_N \bar{T}_N^{-1/2} (I_m + E_N + \lambda_N G_N)^{-1} \bar{T}_N^{-1/2} A^{-1} \pi_m \theta_0$ . По условиям 11, 13  $\forall k \geq 1: \pi_{m(k)} T_N^{-1}(\theta_0) S_N^* / \sqrt{N} \rightarrow \pi_{m(k)} \gamma$  по распределению в  $L_{m(k)}$ . Далее,  $\|E_N\| \xrightarrow{P} 0$ ; по условию 14  $\lambda_N \xrightarrow{P} 0$ ; операторы  $\{\pi_{m(k)} G_N: N \geq 1\}$  ограничены по норме неслучайной постоянной. Тогда по условию 11  $\pi_{m(k)} D_N \rightarrow \pi_{m(k)} \gamma$  по распределению в  $L_{m(k)}$ . Кроме того, при  $m = O(\sqrt{N})$   $\sqrt{N} \lambda_N = o_p(1)$ , откуда  $\|\pi_{m(k)} C_N\| \xrightarrow{P} 0$ . Сходимость конечномерных распределений  $\delta_N$  к конечномерным распределениям  $\gamma$  установлена.

ж). Предкомпактность  $\{D_N\}$  по распределению в  $l_2$ . По условию 12 последовательность  $\{T_N^{-1}(\theta_0) S_N^* / \sqrt{N}, N \geq 1\}$  предкомпактна; вместе с ней по условию 6 предкомпактна также последовательность  $D_N^* := \bar{T}_N^{-1} S_N^* / \sqrt{N}$ . Рассмотрим разность

$$D_N^* - D_N = \lambda_N \bar{T}_N^{-1/2} (I_m + E_N + \lambda_N G_N)^{-1} \bar{T}_N^{-1/2} A^{-1} \bar{T}_N^{-1} S_N^* / \sqrt{N} + \bar{T}_N^{-1/2} (I_m + E_N + \lambda_N G_N)^{-1} E_N \bar{T}_N^{-1/2} S_N^* / \sqrt{N}.$$

При каждом  $l = m(k)$ ,  $k \geq 1$  справедливо неравенство

$$\begin{aligned} \|(I - \pi_l)(D_N^* - D_N)\| &\leq \frac{m}{N} O_p(1) \|T_N^{-1/2}(\theta_0) A^{-1} \pi_m\| \|(I - \pi_l) \bar{T}_N^{-1/2} S_N^* / \sqrt{N}\| + \\ &+ \|\bar{T}_N^{-1/2}\| \|\bar{T}_N^{-\gamma}\| \|\bar{T}_N^{\gamma} E_N \bar{T}_N^{\gamma}\| \|\bar{T}_N^{-\gamma-1/2} T_N^{\gamma+1/2}(\theta_0)\| \|T_N^{-\gamma-1/2}(\theta_0) S_N^* / \sqrt{N}\|. \end{aligned}$$

Далее,

$$\|\bar{T}_N^{\gamma} E_N \bar{T}_N^{\gamma}\| \xrightarrow{P} 0; \quad E \|T_N^{-\gamma-1/2}(\theta_0) S_N^* / \sqrt{N}\|^2 = \text{tr } T_N^{-2\gamma}(\theta_0) = O(1),$$

и по условию 4

$$\forall \alpha > 0: \overline{\lim}_{N \rightarrow \infty} P\{\|(I - \pi_{m(k)})(D_N^* - D_N)\| > \alpha\} \rightarrow 0, \quad k \rightarrow \infty, \quad (18)$$

что в сочетании с п. е.) обеспечивает предкомпактность  $\{D_N\}$  [5].

з). Предкомпактность  $\{C_N\}$ . Обозначим  $z := A^{-1/2} \theta_0$ ;  $C_N^* := \sqrt{N} \lambda_N \bar{T}_N^{-1} \times \times A^{-1/2} \pi_m z$ . В силу п. д.) и условий 6, 14  $\|C_N^*\| \xrightarrow{P} 0$ . Рассмотрим разность

$$C_N^* - C_N = \sqrt{N} \lambda_N \bar{T}_N^{-1/2} (I_m + E_N + \lambda_N G_N)^{-1} (E_N + \lambda_N G_N) \bar{T}_N^{-1/2} A^{-1/2} \pi_m z.$$

При  $l = m(k)$ ,  $k \geq 1$  имеем

$$\begin{aligned} \|(I - \pi_l)(C_N^* - C_N)\| &\leq \frac{m}{\sqrt{N}} O_p(1) \|\bar{T}_N^{\gamma} E_N \bar{T}_N^{\gamma}\| \|T_N^{-\gamma-1/2}(\theta_0) A^{-1/2} \pi_m\| \times \\ &\times \|z\| + O_p(1) \frac{m}{N} \|\bar{T}_N^{-1/2} A^{-1} \pi_m\| \frac{m}{\sqrt{N}} \|\bar{T}_N^{-1} A^{-1/2} \pi_m\| \|(I - \pi_l)z\|. \end{aligned}$$

По условиям 6, 14 соотношение (18) выполнено также для последовательности  $\{C_N^* - C_N\}$ , и  $\{C_N\}$  предкомпактно по распределению в  $l_2$ .

и). Из пп. е) – з) следует предкомпактность  $\{\delta_N\}$  и сходимость  $\delta_N \rightarrow \gamma$  по распределению в  $l_2$ . Теорема доказана.

Прокомментируем условия теоремы 3. Условие 4 задает в качестве параметрического множества эллипсоид в  $l_2$ . Требование 5 есть типичное в подобных задачах условие плотности в  $l_2$  множества направлений допустимых сдвигов для  $\theta_0$  [5]. Условие 7 обеспечивает отделенность значений функций регрессии для различных значений параметра, что необходимо для состоятельности. Условия 8 – 10 ограничивают сверху колебания функций регрессии и также обеспечивают состоятельность. Требования 11, 13 нацелены на сходимость конечномерных распределений нормированных оценок, а условия 12 — на предкомпактность их распределений в  $l_2$ . Условие 14 требует, чтобы размерность пространства медленнее возрастала, чем это допускалось в теореме 2. Наконец, требование 6 является стабилизирующим условием для производных от функций регрессии и имеет технический характер.

1. Кукуш О. Г. Збіжність за розподілом нормованої проєкційної оцінки нескінченновимірного параметра лінійної регресії // Теорія ймовірностей і мат. статистика. – 1993. – Вип. 48. – С. 1 – 10.
2. Немировский А. С., Хасьминский Р. Э. Непараметрическое оценивание функционалов от производных сигнала, наблюдаемого в белом шуме // Пробл. передачи информации. – 1987. – 23, № 3. – С. 27 – 38.
3. Jennrich R. I. Asymptotic properties of nonlinear square estimators // Ann. Math. Statist. – 1969. – 40, № 2. – P. 633 – 643.
4. Иванюв А. В. Теория оценивания параметров нелинейных моделей регрессии: Автореф. дисс. д-ра физ.-мат. наук. – Киев, 1991. – 24 с.
5. Кукуш А. Г. Сходимость по распределению нормированной оценки бесконечномерного параметра регрессии // Докл. АН УССР. Сер. А. – 1988. – № 5. – С. 11 – 14.

Получено 16. 05. 92