

Т. А. Бардадым, канд. физ.-мат. наук,

А. В. Иванов, д-р физ.-мат. наук (Ин-т кибернетики НАН Украины, Киев)

АСИМПТОТИЧЕСКИЕ РАЗЛОЖЕНИЯ, СВЯЗАННЫЕ С ФУНКЦИОНАЛОМ МЕТОДА „СКЛАДНОГО НОЖА”. I*

An asymptotic expansion of the “jackknife” method functional used for the estimation of observation error variance in a nonlinear regression model is obtained.

Одержано асимптотичний розклад функціонала методу „складаного ножа”, що використовується для оцінювання дисперсії помилки спостережень у нелінійній регресійній моделі.

1. Введение. Метод „складного ножа” широко используется в прикладных работах и тщательно исследуется в теоретических (см., например, [1–3]). Его идея состоит в том, что для получения статистической оценки неизвестного параметра используется специальный способ обработки экспериментальных данных, а именно: вычисляется некоторая функция (чаще всего — среднее арифметическое) от оценок, полученных по уменьшенной выборке. В результате вероятностные характеристики оценки изменяются по сравнению со стандартными оценками: например, уменьшается величина смещения оценки.

В данной работе метод „складного ножа” используется для оценивания дисперсий ошибки наблюдений в нелинейной регрессионной модели: в ч. I получено асимптотическое разложение (а. р.) этой оценки дисперсии; в ч. II найдены начальные члены а. р. ее смещения и дисперсии.

Единственный известный авторам результат для такой модели содержится в работе [4], в которой для гауссовского случая найдены первые три члена а. р. функционала метода „складного ножа”. Развита в [5] теория позволяет обойтись без предположения о гауссовости ошибок.

2. Описание модели и обозначения. Пусть R^n — n -мерное евклидово пространство, \mathfrak{B}^n — σ -алгебра его борелевских подмножеств. Рассматриваются статистические эксперименты $(R^n, \mathfrak{B}^n, P_\theta^n, \theta \in \Theta)$, порожденные наблюдениями $X = (X_1, \dots, X_n)$ вида

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

где $g(j, \theta)$, $j \geq 1$, — неслучайные функции, заданные на Θ^c , Θ^c — замыкание в R^q открытого выпуклого множества $\Theta \in R^q$, $\{\varepsilon_j\}$ — независимые случайные величины (с. в.) с одной и той же функцией распределения $P(X)$, которая не зависит от θ , и дисперсией $\sigma^2 > 0$.

Определение. Оценкой наименьших квадратов (о. н. к.) неизвестного параметра $\theta \in \Theta^c$, полученного по наблюдениям X_1, \dots, X_n вида (1), называется любой случайный вектор $\hat{\theta}_n = \hat{\theta}_n(X_1, \dots, X_n) \in \Theta^c$, для которого

$$L_n(\hat{\theta}_n) = \inf_{\theta \in \Theta^c} L_n(\theta), \quad L_n(\theta) = \sum_{j=1}^n [X_j - g(j, \theta)]^2.$$

* Выполнена при финансовой поддержке Государственного комитета Украины по вопросам науки и технологий.

Если обычно для оценки дисперсии ошибки наблюдений используют статистику

$$\hat{\sigma}_n^2 = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n [X_j - g(j, \hat{\theta}_n)]^2, \quad (2)$$

то в методе „складного ножа” ее заменяет статистика

$$J_n = n \hat{\sigma}_n^2 - \frac{n-1}{n} \sum_{t=1}^n \hat{\sigma}_{(-t)}^2, \quad (3)$$

где

$$\hat{\sigma}_{(-t)}^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{j \neq t} [X_j - g(j, \theta_{(-t)})]^2$$

— аналогичная $\hat{\sigma}_n^2$ статистика для выборки, из которой удален t -й элемент, а $\theta_{(-t)}$ — о. н. к. параметра θ , полученная по такой усеченной выборке. Будем и далее помечать индексом $(-t)$ величины, относящиеся к усеченной выборке.

Предположим, что у функции $g(j, \theta)$ для каждого j существуют и непрерывны в Θ^c все частные производные по переменным $\theta = (\theta^1, \dots, \theta^q)$ до порядка $k+2$ включительно, $k \geq 2$. Пусть $\alpha = (\alpha_1, \dots, \alpha_q)$ — мультииндекс, $|\alpha| = \sum_{i=1}^q \alpha_i$, $g^{(\alpha)}(\theta) = (\partial^{|\alpha|} / \partial \alpha_1 \theta_1 \dots \partial \alpha_q \theta_q) g$. Будем использовать также другое обозначение для производных: для $r = 1, \dots, q$ и $i_1, \dots, i_r \in \{1, \dots, q\}$ пусть $g_{i_1 \dots i_r}(\theta) = (\partial^r / \partial \theta_{i_1} \dots \partial \theta_{i_r}) g$.

Введем обозначения:

$$\mathfrak{Z}_n(\theta) = \left(n^{-1} \sum_{j=1}^n g_i(j, \theta) g_l(j, \theta) \right)_{i,j=1}^q, \quad \Lambda_n(\theta) = (\Lambda_n^{il}(\theta))_{i,l=1}^q = \mathfrak{Z}_n^{-1}(\theta),$$

$$\varphi_n(\theta_1, \theta_2) = \sum_{j=1}^n [g(j, \theta_1) - g(j, \theta_2)]^2,$$

$$u_n = n^{1/2}(\hat{\theta}_n - \theta), \quad d(\alpha; \theta) = \left(\sum_{j=1}^n (g^{(\alpha)}(j, \theta))^2 \right)^{1/2},$$

$${}^l b_{i_1 \dots i_r}(\theta) = n^{-1/2} \sum_{j=1}^n \varepsilon_j^l g_{i_1 \dots i_r}(j, \theta), \quad l = 1, 2, \dots,$$

$${}^l b^{(\alpha_1) \dots (\alpha_r)}(\theta) = n^{-1/2} \sum_{j=1}^n \varepsilon_j^l g^{(\alpha_1)}(j, \theta) \dots g^{(\alpha_r)}(j, \theta), \quad J = 1, 2, \dots,$$

$$\Phi_{\alpha n}(u_1, u_2) = \sum_{j=1}^n [g^{(\alpha)}(j, \theta + u_1) - g^{(\alpha)}(j, \theta + u_2)]^2,$$

$$\mu_r = E|\varepsilon_j|^r, \quad m_r = E\varepsilon_j^r, \quad s(R) = \{u \in R^q : |u| < R\},$$

$U(\theta) = \Theta - \theta$, $Q \subset \Theta$ — некоторый компакт, $\lambda_{\min}(A)$ — наименьшее собственное число симметричной положительно определенной матрицы A ,

$$\Pi_{(i_1)(i_2 i_3)}^{(n)}(\theta) = n^{-1} \sum_{j=1}^n g_{i_1}(j, \theta) g_{i_2 i_3}(j, \theta),$$

$$\Pi_{(i_1)(i_2 i_3 i_4)}^{(n)}(\theta) = n^{-1} \sum_{j=1}^n g_{i_1}(j, \theta) g_{i_2 i_3 i_4}(j, \theta), \quad \dots$$

Далее будем считать, что если в произведении двух или большего числа множителей какой-нибудь индекс встречается дважды, то это означает суммирование по всем значениям этого индекса от 1 до q . Например,

$$\Lambda_n^{i_1} \Lambda_n^{i_2 i_3} b_{i_1 i_2} b_{i_3} = \sum_{i_1, i_2, i_3=1}^q \Lambda_n^{i_1} \Lambda_n^{i_2 i_3} b_{i_1 i_2} b_{i_3}, \dots$$

3. Условия регулярности. Для доказательства теоремы об а. р. функционала J_n нам потребуются условия, которые частично совпадают с условиями для получения а. р. оценки наименьших квадратов и оценки дисперсии (2), а именно (см. [5]):

I(l). Для произвольного $R > 0$ существуют такие константы $c_i = c_i(\alpha, R) < \infty$, $i = 1, 2$, что

- 1) $\sup_{\theta \in Q} \sup_{u \in s^c(R) \cap U^c(\theta)} n^{-1} d^2(\alpha; \theta + u) \leq c_1, \quad |\alpha| = 1, \dots, l;$
- 2) $\sup_{\theta \in Q} \sup_{u_1, u_2 \in s^c(R) \cap U^c(\theta)} n^{-1} \Phi_{\alpha n}(u_1, u_2) |u_1 - u_2|^{-2} \leq c_2, \quad |\alpha| = l.$

II(l). 1) $\lim_{n \rightarrow \infty} \inf_{\theta \in Q} n^{-1} \sum_{j=1}^n \left(\prod_{r=1}^{s+1} g^{(\alpha_r)}(j, \theta) \right)^2 > 0$

для всех $|\alpha_r| = 1, \dots, s$, для которых $g^{(\alpha_r)}(j, \theta) \neq 0, s = 1, \dots, l;$

2) $\lim_{n \rightarrow \infty} \inf_{\theta \in Q} \min_{1 \leq t \leq n} (n-1)^{-1} d_{(-t)}^2(\alpha, \theta) > 0$

для всех $|\alpha| = 1, \dots, l+2$, для которых $g^{(\alpha)}(j, \theta) \neq 0.$

III(l, m). $\overline{\lim}_{n \rightarrow \infty} \sup_{\theta \in Q} n^{-1} \sum_{j=1}^n |g^{(\alpha)}(j, \theta)|^s < \infty, s = ([m/3] + 1)(l-1)$ для

$|\alpha| = 1, \dots, l-2, s = m$ для $|\alpha| = l-1, l.$

IV. $\lim_{n \rightarrow \infty} \inf_{\theta \in Q} \min_{1 \leq j \leq n} \lambda_{\min} \left((n-1)^{-1} (n \mathfrak{Z}_n(j, \theta) - \mathfrak{Z}(j, \theta)) \right) = \lambda_0 > 0,$

где $\mathfrak{Z}(j, \theta) = (g_i(j, \theta) g_r(j, \theta))_{i,r=1}^q.$

V(l, m). $\mu_{(l+1)([m\beta]+1)} < \infty.$

VI(m). $\sup_{\theta \in Q} P_{\theta}^n \{ |\hat{\theta} - \theta| \geq r \} \leq cr^{-m}$ для $\hat{\theta} = \hat{\theta}_n, \hat{\theta}_{(-t)}, 1 \leq t \leq n$

с одной и той же константой $c = c(m) < \infty.$

Совокупность условий, обеспечивающих выполнение свойства VI(m) оценки $\hat{\theta}_n$, содержится в работах [5–7]. Нам удобнее использовать свойство VI(m) как исходное предположение. Всюду далее c_i с соответствующим индексом будет обозначать положительную константу.

4. Основной результат. Теорема 1. Если для модели (1) выполняются приведенные выше условия регулярности I($k+2$), II(k), III($k+2, m$), IV, V(k, m), VI(m), то для некоторого целого $m \geq \max(6, k+2)$

$$\sup_{\theta \in Q} P_{\theta}^n \left\{ \left| n^{1/2} (J_n - \sigma^2) - \sum_{v=0}^{k-2} n^{-v/2} G_{v n}(\theta) \right| > c_3 n^{-(k-1)/2} \log^{(k+1)/2} n \right\} = O(n^{-(m-2)/2} \log^{-m/2} n), \tag{4}$$

где

$$G_{0n} = n^{-1/2} \sum_{j=1}^n (\varepsilon_j^2 - \sigma^2), \quad (5)$$

а $G_{\nu n}(\theta)$, $\nu = 1, \dots, k-2$, — полиномы степени $\nu + 1$ относительно величины ${}_1b^{(\alpha)}(\theta)$, $|\alpha| = 1, \dots, \nu$, $1 \leq l \leq [\nu/2 + 1]$ с равномерно ограниченными по $\theta \in Q$ и n коэффициентами. В частности,

$$\begin{aligned} G_{1n} &= -\Lambda_n^{i_1 j_1} {}_1b_{i_1} {}_1b_{j_1} + \sigma^2 q, \\ G_{2n} &= \Lambda_n^{i_1 j_1} \Lambda_n^{i_2 j_2} \Lambda_n^{i_3 j_3} \Pi_{(i_1 i_2)(i_3)} {}_1b_{j_1} {}_1b_{j_2} {}_1b_{j_3} - \\ &- \Lambda_n^{i_1 j_1} \Lambda_n^{i_2 j_2} {}_1b_{i_1 i_2} {}_1b_{j_2} {}_1b_{j_1} + n^{-1/2} \sum_{j=1}^n \Lambda_n^{i_1 j_1} (\varepsilon_j^2 - \sigma^2) g_{i_1} g_{j_1} + \\ &+ \sigma^2 \left(-\Lambda_n^{i_1 i_2} \Lambda_n^{i_3 j_3} \Pi_{(i_1 i_2)(i_3)} {}_1b_{j_3} + \Lambda_n^{i_1 j_1} {}_1b_{i_1 j_1} \right). \end{aligned} \quad (7)$$

Общая формула для полинома $G_{\nu n}$ приведена ниже при доказательстве теоремы 1 (см. (22)). Следует заметить, что величина G_{2n} отличается от найденной в работе [4]. Это объясняется тем, что остаточные члены разложения в [4] не были центрированы. Однако они стохастически малы, если только центрированы. Следует также подчеркнуть, что в отличие от а. р. $\hat{\sigma}_n^2$ [8] полиномы $G_{\nu n}(\theta)$ уже не будут однородными относительно величины ${}_1b^{(\alpha)}(\theta)$.

5. Доказательство теоремы 1. При доказательстве будут применяться полученные в [5, 8, 9] утверждения об а. р. функционала $\hat{\sigma}_n^2(\theta)$ и о. н. к., справедливые при выполнении приведенных выше условий регулярности, отличающихся от условий из [5, 8, 9].

Лемма 1. Существует постоянная $c_4 > 0$ такая, что для о. н. к. справедливо а. р.

$$\begin{aligned} \sup_{\theta \in Q} P_{\theta}^n \left\{ \left| n^{1/2} (\hat{\theta}_n - \theta) - \sum_{\nu=0}^{k-2} n^{-\nu/2} h_{\nu n}(\theta) \right| > c_4 n^{-(k-1)/2} \log^{k/2} n \right\} = \\ = o(n^{-(k-1)/2}), \end{aligned} \quad (8)$$

где $h_{\nu n}(\theta)$, $\nu = 0, \dots, k-2$, — однородные векторные полиномы степени $\nu + 1$ от случайных переменных ${}_1b^{(\alpha)}(\theta)$, $|\alpha| = 1, \dots, \nu + 1$, с равномерно ограниченными по $\theta \in Q$ и n коэффициентами. Для полиномов $h_{\nu n}(\theta)$, $\nu = 0, \dots, k-2$, из (8) справедливы рекуррентные соотношения

$$\begin{aligned} 2 \sum_{r+|\alpha(r)|=\nu} \frac{1}{r!} {}_1b_{i_1 \dots i_r}(\theta) h_{\alpha_1 n}^{i_1}(\theta) \dots h_{\alpha_r n}^{i_r}(\theta) = \\ = \sum_{r+|\alpha(r)|=\nu+1} \frac{1}{r!} a_{i_1 \dots i_r}(\theta) h_{\alpha_1 n}^{i_1}(\theta) \dots h_{\alpha_r n}^{i_r}(\theta), \quad i = 1, \dots, q, \end{aligned} \quad (9)$$

где $a_{i_1 \dots i_r}(\theta) = E_{\theta}^n (L_n(\theta))_{i_1 \dots i_r}$; $\alpha(r)$ — целочисленные векторы, которые при каждом r имеют r координат (см. [9]).

Лемма 2. Существует постоянная $c_5 > 0$ такая, что для оценки дисперсии справедливо а. р.

$$\sup_{\theta \in Q} P_{\theta}^n \left\{ \left| n^{1/2} (\hat{\sigma}_n^2 - \sigma^2) - \sum_{\nu=0}^{k-2} n^{-\nu/2} P_{\nu n}(\theta) \right| > c_5 n^{-(k-1)/2} \log^{k/2} n \right\} =$$

$$= o(n^{-(m-2)/2} \log^{-m/2} n), \tag{10}$$

где

$$P_{0n} = n^{-1/2} \sum_{j=1}^n (\varepsilon_j^2 - \sigma^2), \tag{11}$$

а $P_{\nu n}(\theta) = A_{\nu n}(\theta) - 2B_{\nu n}(\theta)$, $\nu = 1, \dots, k-2$, — однородные полиномы степени $\nu + 1$ относительно величин ${}_1 b^{(\alpha)}(\theta)$, $|\alpha| = 1, \dots, \nu$, с равномерно ограниченными по $\theta \in Q$ и n коэффициентами, причем

$$A_{\nu n}(\theta) = \sum_{r+|\alpha(r)|=\nu+1} \frac{1}{r!} a_{i_1 \dots i_r}(\theta) h_{\alpha_1 n}^{i_1}(\theta) \dots h_{\alpha_r n}^{i_r}(\theta), \tag{12}$$

$$B_{\nu n}(\theta) = \sum_{r+|\alpha(r)|=\nu} \frac{1}{r!} {}_1 b_{i_1 \dots i_r}(\theta) h_{\alpha_1 n}^{i_1}(\theta) \dots h_{\alpha_r n}^{i_r}(\theta). \tag{13}$$

Приведенные выше условия регулярности обеспечивают справедливость лемм 1 и 2 не только для исходной, но и для усеченных выборок.

Применим лемму 2 к функционалу метода „складного ножа“ (3):

$$\begin{aligned} n^{1/2} (J_n - \hat{\sigma}_n^2) &= G_{0n} + \sum_{\nu=0}^{k-2} \{ A_{\nu n}(\theta) n n^{-\nu/2} - 2B_{\nu n}(\theta) n n^{-\nu/2} - \\ &- C_{\nu n}(\theta) n^{1/2} (n-1)^{-(\nu-1)/2} + 2D_{\nu n}(\theta) n^{1/2} (n-1)^{-(\nu-1)/2} \} + \\ &+ n n^{-(k-1)/2} R_{k-1, n}(\theta) + \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n n^{1/2} (n-1)^{-(k-2)/2} R_{k-1, (-t)}(\theta), \end{aligned} \tag{14}$$

где $G_{0n} = P_{0n}$, $P_{\nu n}(\theta) = A_{\nu n}(\theta) - 2B_{\nu n}(\theta)$, $\nu = 1, \dots, k-2$, — полиномы разложения функционала $\hat{\sigma}_n^2(2)$ (см. (12), (13)), а

$$C_{\nu n}(\theta) = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n A_{\nu(-t)}(\theta), \quad D_{\nu n}(\theta) = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n B_{\nu(-t)}(\theta);$$

с. в. $R_{k-1, n}(\theta)$ и $R_{k-1, (-t)}(\theta)$ в остаточном члене имеют свойства

$$\sup_{\theta \in Q} P_{\theta}^n \{ |R_{k-1, n}(\theta)| > c_6 \log^{k/2} n \} = O(n^{-(m-2)/2} \log^{-m/2} n), \tag{15}$$

$$\begin{aligned} \sup_{\theta \in Q} P_{\theta}^n \{ |R_{k-1, (-t)}(\theta)| > c_7 \log^{k/2} (n-1) \} &= \\ &= O((n-1)^{-(m-2)/2} \log^{-m/2} (n-1)). \end{aligned} \tag{16}$$

Более подробную информацию о структуре полиномов разложения (10) дает следующая лемма.

Лемма 3. Полиномы $P_{\nu n}(\theta)$, $\nu = 1, \dots, k-2$, состоят из одночленов следующего вида:

$$\prod_{r=1}^{\nu+\mu} \Lambda_n^{i_r j_r} \prod_{r=1}^{\mu} \Pi_{\binom{n}{m_r^1} \binom{n}{m_r^2}}(\theta) \prod_{r=1}^{\nu+1} {}_1 b_n^{(\alpha_r)}(\theta), \quad 0 \leq \mu \leq \nu-1, \tag{17}$$

где $\binom{n}{m_r^1}$, $\binom{n}{m_r^2}$ — всевозможные наборы индексов из $\{i_2, \dots, i_{\nu+\mu}\} \cup \{j_1, \dots, j_{\nu+\mu}\}$, причем

$$\bigcup_{r=1}^{\mu} ((m_r^1) \cup (m_r^2)) \cup \bigcup_{\gamma=1}^{\nu+1} (\alpha_{\gamma}) = \{i_2, \dots, i_{\nu+\mu}\} \cup \{j_1, \dots, j_{\nu+\mu}\}.$$

Такую же структуру будут иметь и полиномы разложений, полученных по усеченным выборкам.

При доказательстве леммы 3 индукцией по v показывается, что полиномы $h_{v_n}(\theta)$, $v=0, \dots, k-2$, (8) состоят из одночленов вида

$$\prod_{r=1}^{v+\mu+1} \Lambda_n^{i_r j_r} \prod_{r=1}^{\mu} \Pi_{(m_r^1)(m_r^2)}(\theta) \prod_{r=1}^{v+1} {}_1 b_n^{(\alpha_r)}(\theta), \quad 0 \leq \mu \leq v, \quad (18)$$

причем $\bigcup_{r=1}^{\mu} ((m_r^1) \cup (m_r^2)) \cup \bigcup_{\gamma=1}^{v+1} (\alpha_{\gamma}) = \{i_2, \dots, i_{v+\mu+1}\} \cup \{j_1, \dots, j_{v+\mu+1}\}$.

При этом используются рекуррентные соотношения (9). Затем также по индукции с использованием соотношений (12), (13) и (18) доказывается утверждение леммы 3.

Для получения основной формулы следует избавиться от величин, имеющих индекс $(-t)$. Проведем следующие подстановки:

$$\Pi_{(m_1)(m_2)}^{(-t)} = \frac{n}{n-1} \left[\Pi_{(m_1)(m_2)}^{(n)} - n^{-1} g^{(m_1)}(t, \theta) g^{(m_2)}(t, \theta) \right]; \quad (19)$$

$${}_1 b_{(-t)}^{(\alpha)}(\theta) = \left(\frac{n}{n-1} \right)^{1/2} \left[{}_1 b_n^{(\alpha)}(\theta) - n^{-1/2} \varepsilon_t^1 g^{(\alpha)}(t, \theta) \right]; \quad (20)$$

$$\Lambda_{(-t)}(\theta) = \tilde{\mathfrak{Z}}_{(-t)}^{-1}(\theta) = \frac{n-1}{n} \left[\tilde{\mathfrak{Z}}_n - n^{-1} \text{grad } g(t, \theta) \text{grad}^* g(t, \theta) \right]^{-1}.$$

После разложения в ряд получаем

$$\Lambda_{(-t)}^{i_1 i_2} = \frac{n-1}{n} \left[\Lambda_n^{i_1 i_2} + n^{-1} \left(\Lambda_n^{i_1 j_1} g_{j_1}(t, \theta) g_{j_2}(t, \theta) \Lambda_n^{j_1 i_2} \right) + \right. \\ \left. + n^{-2} \left(\Lambda_n^{i_1 j_1} g_{j_1}(t, \theta) g_{j_2}(t, \theta) \right)^2 \Lambda_n^{j_2 i_2} + \dots \right]. \quad (21)$$

При подстановке выражений (19)–(21) в одночлен (17) получается ряд по степеням $n^{-1/2}$. В общем члене этой подстановки мы получим n в степени $-\rho = -(\rho_{\Pi} + \rho_{\Lambda} + \rho_{\text{B}}/2 + 1/2)$, если $\rho_{\text{B}} \neq 0$, где ρ_{Π} — степень, получившаяся из произведения $\prod_{r=1}^{v+\mu} \Lambda_n^{i_r j_r}$, ρ_{Λ} — из произведения $\prod_{r=1}^{\mu} \Pi_{(m_r^1)(m_r^2)}^{(n)}(\theta)$, ρ_{B} — из произведения $\prod_{r=1}^{v+1} {}_1 b_n^{(\alpha_r)}(\theta)$ и в степени $-\rho = -(\rho_{\Pi} + \rho_{\Lambda})$, если $\rho_{\text{B}} = 0$. Собрав в $G_{v_n}(\theta)$ все члены со степенью $n^{-v/2}$, получим

$$G_{v_n}(\theta) = P_{v_n}(\theta) + \sum_{\{i,j\}} \sum_{r=1}^{v-1} \sum_{\mu=0}^{r-1} \sum_{\frac{r}{2} + \rho_{\Pi} + \rho_{\Lambda} = \frac{v}{2} + 1} c(r, \rho_{\Pi}, \rho_{\Lambda}, \mu) \times \\ \times (-1)^{\rho_{\Pi}} \prod_{\gamma=1}^{\mu+r+\rho_{\Lambda}} \Lambda_n^{i_{\gamma} j_{\gamma}} \prod_{\gamma=1}^{\mu-\rho_{\Lambda}} \Pi_{(m_{\gamma}^1)(m_{\gamma}^2)}^{(n)} \Pi_{(m_1) \dots (m_{2(\rho_{\Pi} + \rho_{\Lambda})})}^{(n)} \prod_{\gamma=1}^{r+1} {}_1 b_n^{(\alpha_{\gamma})} + \\ + \sum_{\{i,j\}} \sum_{r=1}^{v-1} \sum_{\mu=0}^{r-1} \sum_{\frac{r}{2} + \rho_{\Pi} + \rho_{\Lambda} + \frac{\rho_{\text{B}}}{2} - \frac{1}{2} = \frac{v}{2}} c(r, \rho_{\Pi}, \rho_{\Lambda}, \rho_{\text{B}}, \mu) (-1)^{\rho_{\Pi} + \rho_{\text{B}}} \prod_{\gamma=1}^{\mu+r+\rho_{\Lambda}} \Lambda_n^{i_{\gamma} j_{\gamma}} \times \\ \times \prod_{\gamma=1}^{\mu-\rho_{\Lambda}} \Pi_{(m_{\gamma}^1)(m_{\gamma}^2)}^{(n)} \prod_{\gamma=1}^{r-\rho_{\text{B}}+1} {}_1 b_n^{(\alpha_{\gamma})} \rho_{\text{B}} b_n^{(\alpha_1) \dots (\alpha_{2(\rho_{\Pi} + \rho_{\Lambda}) + \rho_{\text{B}}})}, \quad (22)$$

где под $\sum_{\{i,j\}}$ подразумевается суммирование по всевозможным разбиениям множества $\{i_2, \dots, i_{v+\mu}\} \cup \{j_1, \dots, j_{v+\mu}\}$ на $\bigcup_r (m_r^1) \cup (m_r^2) \cup \bigcup_{\gamma} (\alpha_{\gamma})$.

Замечание. В первую сумму входят члены с $\rho_{\text{B}} = 0$, а во вторую — с $\rho_{\text{B}} >$

> 0 . Из-за нормировки, использованной для величин ${}_1b_n^{(\alpha)}(\theta)$, объединить эти выражения в одно не удается.

Поясним, как в (22) появляется член $P_{v_n}(\theta)$ из (10), (11). При подстановке (19)–(21) в четвертый и пятый члены (14) из слагаемых с $\rho = 0$ после усреднения по t получается в точности величина $P_{v_n}(\theta) n n^{-v/2}$, которая полностью сокращается со вторым и третьим членами (12). Слагаемые с $\rho = 1$ после усреднения по t дают $P_{v_n}(\theta) n^{-v/2}$; это $P_{v_n}(\theta)$ и остается в формуле (22).

Проведем центрирование в формуле (22). Это касается тех членов, где $\rho_B > 0$. В них величины ${}_{\rho_B}b_n^{(\alpha_1)\dots(\alpha_\gamma)}$, $\gamma = 2(\rho_\Pi + \rho_\Lambda) + \rho_B$, заменяются на

$$n^{-1/2} \sum_{t=1}^n \left(\varepsilon_j^{\rho_B} - m_{\rho_B} \right) g^{(\alpha_1)}(t, \theta) \dots g^{(\alpha_\gamma)}(t, \theta) + n^{-1/2} m_{\rho_B} \sum_{t=1}^n g^{(\alpha_1)}(t, \theta) \dots g^{(\alpha_\gamma)}(t, \theta). \tag{23}$$

Центрированную с. в. в первой сумме (23) будем обозначать ${}_{\rho_B}\mathfrak{B}_n^{(\alpha_1)\dots(\alpha_\gamma)}$, а добавка центрирования во второй сумме (23) равна $n^{1/2} m_{\rho_B} \Pi_{(\alpha_1)\dots(\alpha_{2(\rho_\Pi + \rho_\Lambda) + \rho_B})}^{(n)}$ и из-за наличия $n^{1/2}$ будет попадать в предыдущий член. В итоге выражение для v -го полинома приобретет вид

$$G_{v_n}(\theta) = P_{v_n}(\theta) + \sum_{\{i,j\}} \sum_{r=1}^{v-1} \sum_{\mu=0}^{r-1} \sum_{\substack{r \\ \frac{r}{2} + \rho_\Pi + \rho_\Lambda = \frac{v}{2} + 1}} c(r, \rho_\Pi, \rho_\Lambda, \mu) \times \\ \times (-1)^{\rho_\Pi} \prod_{\gamma=1}^{\mu + r + \rho_\Lambda} \Lambda_n^{i_\gamma j_\gamma} \prod_{\gamma=1}^{\mu - \rho_\Lambda} \Pi_{(m_\gamma^1)(m_\gamma^2)}^{(n)} \Pi_{(m_1)\dots(m_{2(\rho_\Pi + \rho_\Lambda)})}^{(n)} \prod_{\gamma=1}^{r+1} {}_1b_n^{(\alpha_\gamma)} + \\ + \sum_{\{i,j\}} \sum_{r=1}^{v-1} \sum_{\mu=0}^{r-1} \sum_{\substack{r \\ \frac{r}{2} + \rho_\Pi + \rho_\Lambda + \frac{\rho_B}{2} - \frac{1}{2} = \frac{v}{2}}} c(r, \rho_\Pi, \rho_\Lambda, \rho_B, \mu) \times \\ \times (-1)^{\rho_\Pi + \rho_B} \prod_{\gamma=1}^{\mu + r + \rho_\Lambda} \Lambda_n^{i_\gamma j_\gamma} \prod_{\gamma=1}^{\mu - \rho_\Lambda} \Pi_{(m_\gamma^1)(m_\gamma^2)}^{(n)} \times \\ \times \prod_{\gamma=1}^{r - \rho_B + 1} {}_1b_n^{(\alpha_\gamma)} {}_{\rho_B}\mathfrak{B}_n^{(\alpha_1)\dots(\alpha_{2(\rho_\Pi + \rho_\Lambda) + \rho_B})} + \\ + \sum_{\{i,j\}} \sum_{r=1}^v \sum_{\mu=0}^{r-1} \sum_{\substack{r \\ \frac{r}{2} + \rho_\Pi + \rho_\Lambda + \frac{\rho_B}{2} = \frac{v}{2} + 1}} c(r, \rho_\Pi, \rho_\Lambda, \rho_B, \mu) \times \\ \times (-1)^{\rho_\Pi + \rho_B} m_{\rho_B} \prod_{\gamma=1}^{\mu + r + \rho_\Lambda} \Lambda_n^{i_\gamma j_\gamma} \prod_{\gamma=1}^{\mu - \rho_\Lambda} \Pi_{(m_\gamma^1)(m_\gamma^2)}^{(n)} \Pi_{(m_1)\dots(m_{2(\rho_\Pi + \rho_\Lambda) + \rho_B})}^{(n)} \times \\ \times \prod_{\gamma=1}^{r - \rho_B + 1} {}_1b_n^{(\alpha_\gamma)}. \tag{24}$$

Выражение (24) выявляет неожиданно сложную структуру произвольного члена а. р. функционала (3), вследствие чего оно мало пригодно для вычисления старших членов асимптотики.

Перейдем теперь к оцениванию остаточных членов в (14). При суммировании остаточных членов $R_{k-1,(-t)}(\theta)$ по t (см. (15), (16)) мы теряем в оценке один порядок по n из-за того, что они сильно коррелированы:

$$P_{\theta}^n \left\{ \left| \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n R_{k-1,(-t)}(\theta) \right| > \varepsilon \right\} \leq \\ \leq \sum_{t=1}^n P_{\theta}^n \left\{ \left| \frac{1}{n} R_{k-1,(-t)}(\theta) \right| > \frac{\varepsilon}{n} \right\} = n P_{\theta}^n \{ |R_{k-1,(-t)}(\theta)| > \varepsilon \}.$$

Кроме того, существуют такие константы $c_7 - c_9$, что равномерно по t , n и $\theta \in \Theta$

$$P_{\theta}^n \{ |R_{k-1,(-t)}(\theta)| > c_7 \log^{k/2} n \} \leq P_{\theta}^n \{ |R_{k-1,(-t)}(\theta)| > c_8 \log^{k/2} (n-1) \} \leq \\ \leq c_9 n^{-(m-2)/2} \log^{-m/2} n.$$

В итоге получаем

$$n^{1/2} (J_n - \sigma^2) = \sum_{v=0}^{k-1} n^{-v/2} G_{v,n}(\theta) + n^{-(k-1)/2} \hat{R}_{k-1,n}(\theta), \quad (25)$$

где

$$\sup_{\theta \in Q} P_{\theta}^n \{ |\hat{R}_{k-1,n}(\theta)| > c_{10} \log^{(k+1)/2} n \} = O(n^{-(m-2)/2} \log^{-m/2} n). \quad (26)$$

Для оценивания остаточных членов потребуется следующая лемма.

Лемма 4. Пусть на статистическом эксперименте $(R^n, \mathfrak{B}^n, P_{\theta}^n, \theta \in \Theta)$ задана последовательность серий ξ_j , $j = 1, \dots, n$, $n \geq 1$, независимых в каждой серии с. в. и имеющих конечные абсолютные моменты порядка s при некотором целом $s \geq 3$: $E_{\theta}^n |\xi_{jn}|^s < \infty$, $\theta \in \Theta$, $j = 1, \dots, n$, $n \geq 1$. Предположим, что величины $\sigma_n^2(\theta) = n^{-1} \sum_{j=1}^n D_{\theta}^n \xi_{jn}$ и $\rho_{s,n} = n^{-1} \sum_{j=1}^n E_{\theta}^n |\xi_{jn}|^s$ для некоторого множества $\theta \in \Theta$ удовлетворяют соотношениям

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \inf_{\theta \in Q} \sigma_n^2(\theta) > 0, \quad \overline{\lim}_{n \rightarrow \infty} \sup_{\theta \in Q} \rho_{s,n} < \infty.$$

Тогда

$$\sup_{\theta \in Q} P_{\theta}^n \left\{ \left| n^{-1/2} \sum_{j=1}^n (\xi_{jn} - E_{\theta}^n \xi_{jn}) \right| > a_n \sigma_n(\theta) \right\} \leq \kappa_n(Q) a_n^{-s} n^{-(s-2)/2},$$

где $\kappa_n(Q) \leq \kappa(Q) < \infty$ — ограниченная последовательность, a_n — любая последовательность чисел, удовлетворяющая при любом заданном $\delta > 0$ условию $a_n \geq (s-2+\delta)^{1/2} \log^{1/2} n$.

Утверждение является одномерным равномерным по $\theta \in \Theta$ вариантом следствия 17.13 [10, с. 185, 186].

Покажем теперь, что величины $n^{-v/2} G_{v,n}(\theta)$, $v = k-1, k$, имеют такой же порядок, что и $n^{-(k-1)/2} \hat{R}_{k-1,n}(\theta)$. Начнем с оценивания $P_{v,n}$, $v = k-1, k$. В [5, 8] показано, что это однородные полиномы степени $v+1$ относительно величин ${}_1 b_n^{(\alpha)}(\theta)$ с равномерно ограниченными по n и $\theta \in \Theta$ коэффициентами. При выполнении условий I($k+1$), II($k+1$), III(m) согласно лемме 4 величины ${}_1 b_n^{(\alpha)}(\theta)$, $|\alpha| = 1, \dots, k+1$, имеют свойство

$$\sup_{\theta \in Q} P_{\theta}^n \left\{ \left| {}_1 b_n^{(\alpha)}(\theta) \right| > c_{11} \log^{1/2} n \right\} = O(n^{-(m-2)/2} \log^{-m/2} n).$$

Следовательно, для $v = k-1, k$,

$$\sup_{\theta \in Q} P_{\theta}^n \left\{ \left| P_{v,n}(\theta) \right| > c_{12} \log^{k+1/2} n \right\} = O(n^{-(m-2)/2} \log^{-m/2} n).$$

Рассмотрим теперь первую добавившуюся в (24) сумму. В одночленах этой суммы будут встречаться произведения из $r+1 \leq v$ сомножителей ${}_1 b_n^{(\alpha)}(\theta)$, и выше уже было показано, что они дают нужные нам оценки. Для получения равномерной ограниченности нового сомножителя $\prod_{(m_1) \dots (m_2(\rho_{\Pi} + \rho_{\Lambda}))}^{(n)}$ воспользуемся условием $\Pi(k, 1)$. Аналогичные оценки будут получаться в (24) и для третьей суммы. Во второй сумме (24) возникает необходимость дополнительного изучения сомножителей ${}_{\rho_B} \mathcal{B}_n^{(\alpha_1) \dots (\alpha_2(\rho_{\Pi} + \rho_{\Lambda}) + \rho_B)}$, где параметр ρ_B изменяется от 2 до k .

Введем с. в. $\zeta_t = (\varepsilon_t^{\rho_B} - m_{\rho_B}) g^{(\alpha_1)}(t, \theta) \dots g^{(\alpha_{\gamma})}(t, \theta)$. При выполнении V и $\Pi(k, m)$ она удовлетворяет условиям леммы 4, так что

$$\sup_{\theta \in Q} P_{\theta}^n \left\{ \left| {}_{\rho_B} \mathcal{B}_n^{(\alpha_1) \dots (\alpha_{\gamma})}(\theta) \right| > c_{13} \log^{1/2} n \right\} = O(n^{-(m-2)/2} \log^{-m/2} n)$$

при всех ρ_B и α_{γ} , встречающихся в $G_{k-1, n}$ и $G_{k, n}$. В итоге при $v = k-1, k$ получаем)

$$\sup_{\theta \in Q} P_{\theta}^n \left\{ \left| G_{v,n}(\theta) \right| > c_{14} \log^{k+1/2} n \right\} = O(n^{-(m-2)/2} \log^{-m/2} n),$$

что позволяет вынести $n^{-v/2} G_{v,n}$, $v = k-1, k$, в остаточный член (25):

$$n^{1/2} (J_n - \sigma^2) = \sum_{v=0}^{k-2} n^{-v/2} G_{v,n}(\theta) + n^{-(k-1)/2} \hat{R}_{k-1, n}(\theta),$$

где $\hat{R}_{k-1, n}(\theta)$, по-прежнему, удовлетворяет (26), а это и означает справедливость (4), (5).

1. *Frangos C. C.* An updated bibliography on the jackknife method // *Commun. Statist. Theory meth.* – 1987. – **16**. – P. 1543–1584.
2. *Wu C. F. J.* Jackknifing, bootstrap and other resampling methods in regression analysis (with discussion) // *Ann. Statist.* – 1986. – **14**, № 4. – P. 1261–1295.
3. *Shao J.* Consistency of least-squares estimator and its jackknife variance estimator in nonlinear models // *Can. J. Statist.* – 1992. – **20**, № 4. – P. 415–428.
4. *Zwanzig S.* A third order asymptotic comparison of least squares jackknifing and cross-validation for error variance estimation in nonlinear regression // *Math. Operationsforsch. und Statist.* – 1985. – **16**, № 1. – P. 47–54.
5. *Иванов А. В.* Теория оценивания параметров нелинейных моделей регрессии: Дис. ... д-ра физ.-мат. наук. – Киев, 1991. – 351 с.
6. *Иванов А. В.* Асимптотическое разложение для распределения оценки наименьших квадратов параметра нелинейной функции регрессии // *Теория вероятностей и ее применения.* – 1976. – **21**, № 3. – С. 571–583.
7. *Иванов А. В.* Две теоремы о состоятельности оценки наименьших квадратов // *Теория вероятностей и мат. статистика.* – 1983. – № 28. – С. 25–34.
8. *Бардадым Т. А., Иванов А. В.* Асимптотические разложения, связанные с оценкой дисперсии ошибки наблюдения для модели „сигнал плюс шум” // *Там же.* – 1985. – № 33. – С. 11–20.
9. *Григорьев Ю. Д.* Статистические выводы в нелинейном регрессионном анализе. – Новосибирск, 1992. – 80 с.
10. *Бхаттачария Р. Н., Ранга Рао Р.* Аппроксимация нормальным распределением и асимптотические разложения. – М.: Наука, 1982. – 288 с.

Получено 23.07.93