

ОБ АСИМПТОТИЧЕСКОЙ ЭФФЕКТИВНОСТИ ЛИНЕЙНЫХ ОЦЕНОК СРЕДНЕГО КВАДРАТИЧЕСКОГО ОТКЛОНЕНИЯ

Г.Н.Вагаев

1°. Пусть ξ - случайная величина с функцией распределения $F(\frac{x-a}{\sigma})$, где $F(y)$ - известная функция, a и σ - неизвестные параметры, $\xi_1 \leq \xi_2 \leq \dots \leq \xi_n$ - вариационный ряд выборки из этого распределения и

$$\theta_n = \sum_{i=1}^n h_i^n \xi_i \quad - \text{линейная оценка параметров } a \text{ и } \sigma.$$

В работе [1] в предположении, что

$$h_i^n = \frac{1}{n} h\left(\frac{i}{n+1}\right)$$

и $h(u)$ - функция с ограниченной четвертой производной на $(0, 1)$, методом вариационного исчисления была найдена функция

$$h_0(u) = -\frac{a_1}{G'(u)} \cdot \frac{d^2}{du^2} \cdot \frac{1}{G'(u)} - \frac{a_2}{G'(u)} \cdot \frac{d^2}{du^2} \cdot \frac{G(u)}{G'(u)},$$

минимизирующая дисперсию оценки $\theta_n / G(u)$ - функция, обратная к $F(u)$, a_1 и a_2 - константы, зависящие от $F(u)$.

Доказана состоятельность и асимптотическая эффективность оценки

$$\theta_n = \sum_{i=1}^n \frac{1}{n} h_0\left(\frac{i}{n+1}\right) \cdot \xi_i.$$

В настоящей работе для доказательства асимптотической эффективности линейных оценок стандартного отклонения σ в случае симметричного распределения используется метод, отличный от метода, примененного в [1]. При этом при нахождении коэффициентов h_i^n , минимизирующих дисперсию оценки θ_n , не предполагалось, что h_i^n являются значениями некоторой функции $h(u)$, и поэтому не требовалась ограниченность четвертой производной $h''(u)$, а в конечном счете конечность

$$\left[\frac{y F''(y)}{F'(y)} \right]^{(5)}, \quad y \in \{y: 0 < F(y) < 1\}.$$

Найдены минимизирующие дисперсию оценки θ_n коэффициенты

$$h_i^n = \frac{1}{n} \left[\frac{y F''(y)}{F'(y)} \right]'_{y=y_i}$$

/ y_i - квантили распределения $F(y)$ порядка $\frac{i}{n+1}$ / Доказана асимптотическая эффективность оценки θ_n при минимизирующих значениях h_i^n .

Полученные коэффициенты h_i^n совпадают с соответствующими ми-

минимизирующими коэффициентами в [1].

2°. Пусть

$$\omega_i = \xi\left[\frac{n+1}{2}\right] + i - \xi\left[\frac{n}{2}\right] + i - i$$

- порядковые размахи выборки и

$$\Phi_k = \sum_{i=1}^k \alpha_i \omega_i$$

- линейные оценки для неизвестного стандартного отклонения σ /значение k определено ниже/. Распределения ω_i не зависят от математического ожидания $a = M\xi$. Поэтому, не ограничивая общности, можно положить $a = 0$.

Мы будем рассматривать симметричные распределения $F(x) / F(x) = 1 - F(-x)$ /с существующей $F'''(x)$ и $F'(x) > 0$ на $J = \{x: 0 < F(x) < 1\}$.

Пусть также выполняется условие:

(i) если $J = (-b, b)$ конечен, то

$$\lim_{x \rightarrow -b} F(x) \left[\frac{x F'(x)}{F(x)} \right]' = 0;$$

если бесконечен, то

$$1 - F(x) = x^{-\gamma} h(x),$$

где $\frac{h(cx)}{h(x)} \rightarrow 1$ при $x \rightarrow \infty$, $\gamma > 0$.

Обозначим через x_i и x_{-i} квантили распределения $F(x)$ порядков q_i и $1 - q_i$, через $f(x)$ плотность распределения. В силу симметричности распределения $x_i = -x_{-i}$, $f(x_i) = f(x_{-i})$.

При $n \rightarrow \infty$ справедлива

Л е м м а I.

$$\frac{1}{\sigma} M\xi_{[nq_i]} = x_i (1 + o(1)), \quad /2/$$

$$\frac{1}{\sigma^2} D\xi_{[nq_i]} = \frac{q_i(1-q_i)}{nf^2(x_i)} (1 + o(1)), \quad /3/$$

$$(x_i < x_j) \quad \left. \begin{aligned} \frac{1}{\sigma^2} \text{cov}(\xi_{[nq_i]}, \xi_{[nq_j]}) &= \frac{q_i(1-q_j)}{nf(x_i)f(x_j)} (1 + o(1)) \end{aligned} \right\}$$

При $nq_i = O(n)$ лемма доказана в [2]; при $nq_i \rightarrow \infty$ так, что $nq_i = O(n)$, и выполнении условия (i) лемма доказана в [3].

Положим

$$\alpha_i = \frac{n_i}{\sum_{j=1}^k n_j (x_{-j} - x_j)}, \quad q_i = \frac{\left[\frac{n}{2}\right] + 1 - i}{n+1}. \quad /3'/$$

/коэффициенты n_i определены ниже/. Пусть при $n \rightarrow \infty$ имеем $k \rightarrow \infty$

и $\frac{[\frac{n}{2}] - k}{n} \rightarrow 0$ / тогда и $q_k \rightarrow 0$ / , $[\frac{n}{2}] - k \rightarrow \infty$.

Л е м м а 2.

$$D\Phi_k = \frac{\sum_{i=1}^k n_i^2 a_i b_i + 2 \sum_{i=1}^{k-1} n_i a_i \sum_{j=i+1}^k n_j b_j}{2 \left(\sum_{i=1}^k n_i a_i \right)^2} \cdot \frac{\sigma^2}{n} (1 + o(1)), \quad /4/$$

где $a_i = \frac{1-2q_i}{f(x_i)}$, $b_i = \frac{q_i}{f(x_i)}$.

Д о к а з а т е л ь с т в о .

$$M\Phi_k = M \frac{\sum_{i=1}^k n_i \omega_i}{\sum_{j=1}^k n_j (x_j - x_{j-1})} = \frac{\sum_{i=1}^k n_i (x_i \sigma - x_{i-1} \sigma)}{\sum_{j=1}^k n_j (x_j - x_{j-1})} (1 + o(1)) = \sigma (1 + o(1)).$$

Значит, Φ_k -асимптотически несмещенные оценки.

$$\begin{aligned} D\left(\sum_{i=1}^k n_i \omega_i\right) &= D\left[\sum_{i=1}^k n_i \left(\xi_{[\frac{n+1}{2}] + i} - \xi_{[\frac{n}{2}] + i - 1}\right)\right] = \\ &= \sum_{i=1}^k n_i^2 D\xi_{[\frac{n+1}{2}] + i} + \sum_{i=1}^k n_i^2 D\xi_{[\frac{n}{2}] + i - 1} - 2 \sum_{i=1}^k n_i^2 \text{cov}(\xi_{[\frac{n+1}{2}] + i}, \xi_{[\frac{n}{2}] + i - 1}) + \\ &+ 2 \sum_{j>i} n_i n_j \text{cov}(\xi_{[\frac{n}{2}] + i - j}, \xi_{[\frac{n}{2}] + i - 1}) - 2 \sum_{j>i} n_i n_j \text{cov}(\xi_{[\frac{n}{2}] + i - j}, \xi_{[\frac{n+1}{2}] + i}) + \\ &+ 2 \sum_{j>i} n_i n_j \text{cov}(\xi_{[\frac{n+1}{2}] + j}, \xi_{[\frac{n+1}{2}] + i}) - 2 \sum_{j>i} n_i n_j \text{cov}(\xi_{[\frac{n+1}{2}] + j}, \xi_{[\frac{n}{2}] + i - 1}). \end{aligned}$$

Учитывая /3/, имеем

$$\begin{aligned} D\left(\sum_{i=1}^k n_i \omega_i\right) &= \left[2 \sum_{i=1}^k n_i^2 \frac{q_i (1-2q_i)}{f^2(x_i)} + 4 \sum_{j>i} n_i n_j \frac{q_i q_j (1-2q_i)}{f(x_i) f(x_j)} \right] \cdot \frac{\sigma^2}{n} (1 + o(1)). \\ \text{Следовательно,} \\ D\Phi_k &= \frac{\sum_{i=1}^k n_i^2 a_i b_i + 2 \sum_{i=1}^{k-1} n_i a_i \sum_{j=i+1}^k n_j b_j}{2 \left(\sum_{i=1}^k n_i x_i \right)^2} \cdot \frac{\sigma^2}{n} (1 + o(1)). \end{aligned}$$

Л е м м а 3. Коэффициенты n_i , минимизирующие дисперсию оценки Φ_k , определяются по формулам /8/ /формулы приведены ниже/.

Доказательство. $D\Phi_k$ — функция от r_1, r_2, \dots, r_k , поэтому минимум $D\Phi_k$ следует искать в точках, в которых

$$(D\Phi_k)'_{r_t} = 0 \quad (t = \overline{1, k}),$$

откуда

$$\left(b_t \sum_{i=1}^t r_i a_i + a_t \sum_{j=t+1}^k r_j b_j \right) \left(\sum_{i=1}^k r_i x_i \right)^{-x_t} \sum_{i=1}^k r_i x_i \left(\sum_{i=1}^k r_i^2 a_i b_i + 2 \sum_{j>i}^k a_i b_j r_i r_j \right) = 0,$$

или

$$\frac{b_t \sum_{i=1}^k r_i a_i + a_t \sum_{j=t+1}^k r_j b_j}{x_t} = C, \quad /5/$$

где

$$C = \frac{\sum_{i=1}^k r_i^2 a_i b_i + 2 \sum_{i=1}^{k-1} r_i a_i \sum_{j=i+1}^k r_j b_j}{\sum_{i=1}^k x_i r_i} < 0.$$

Для решения системы уравнений /5/ положим $t = S-1; S; S+1 (1 \leq S \leq k)$. Получим три уравнения:

$$\begin{aligned} b_S \sum_{i=1}^{S-1} r_i a_i + a_{S-1} b_S r_S + a_{S-1} \sum_{j=S+1}^k r_j b_j &= C x_{S-1}, \\ b_S \sum_{i=1}^{S-1} r_i a_i + a_S b_S r_S + a_S \sum_{j=S+1}^k r_j b_j &= C x_S, \\ b_{S+1} \sum_{i=1}^{S-1} r_i a_i + a_S b_{S+1} r_S + a_{S+1} \sum_{j=S+1}^k r_j b_j &= C x_{S+1} \end{aligned}$$

с тремя неизвестными

$$\sum_{i=1}^{S-1} r_i a_i, \quad \sum_{j=S+1}^k r_j b_j, \quad r_S.$$

Решая уравнения, находим

$$r_S = \frac{c f_S [(q_{S+1} - q_S) x_{S-1} f_{S-1} - (q_{S+1} - q_{S-1}) x_S f_S + (q_S - q_{S-1}) x_{S+1} f_{S+1}]}{(q_S - q_{S-1})(q_{S+1} - q_S)} \quad /6/$$

вместо a_i и b_i подставлены их значения, и через f_i обозначено $f(x_i)$ /. Для вычисления r_1 и r_k в системе уравнений /5/ нужно рассмотреть две пары уравнений, которые получаются при $t = 1$; 2 и $t = k-1$; k . Из первой пары уравнений находим

$$r_1 = \frac{c f_1 [x_2 f_2 (1 - 2q_1) - x_1 f_1 (1 - 2q_2)]}{(q_2 - q_1) x_1 (1 - 2q_1)},$$

из второй —

$$r_k = \frac{c f_k [x_{k-1} f_{k-1} q_k - x_k f_k q_{k-1}]}{q_k (q_k - q_{k-1})} \quad /7/$$

Поскольку $|x_S| \leq |x_k|$, $(S = \overline{1, k})$, x_k подбирается по /10" /,

$$q_{s-1} - q_s = q_s - q_{s+1} = \int_{x_{s+1}}^{x_s} f(x) dx = \frac{1}{n+1} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0,$$

$|f'(x_s)|$ - ограничена ($s = \overline{1, k}$) и $f(x) \geq \min_{|x| \leq |x_k|} f(x) > 0, (|x| \leq |x_k|)$,

то

$$\Delta x_s = -(x_{s+1} - x_s) = -(x_s - x_{s-1}) + o(\Delta x_s) \rightarrow 0, n \rightarrow \infty.$$

Так как $q(0) = F(0) = \frac{1}{2}$, то $q(x_1) = \frac{[\frac{n}{2}]}{n+1} \rightarrow \frac{1}{2}$ и $x_1 \rightarrow 0$ $n \rightarrow \infty$.

Поэтому из /6/ и /7/ имеем

$$\begin{aligned} n_3 &= c f_s \left[\frac{x_{s+1} f_{s+1} - x_s f_s}{q_{s+1} - q_s} - \frac{x_s f_s - x_{s-1} f_{s-1}}{q_s - q_{s-1}} \right] = c f_s \left[\frac{[x f(x)]'}{q'(x)} \right]_{x=x_s}^{s=\overline{2, k-1}} \Delta x_s + o(\Delta x_s) \\ n_1 &= c f_1 \left[\frac{x_2 f_2 - x_1 f_1}{q_2 - q_1} - \frac{x_1 f_1 - 0 \cdot f(0)}{q_1 - 0,5} \right] = -c f_1 \left[\frac{[x f(x)]'}{q'(x)} \right]_{x=x_1} \Delta x_1 + o(\Delta x_1) \quad /8/ \\ n_k &= c f_k \cdot q_{k-1} \frac{\frac{x_{k-1} f_{k-1}}{q_{k-1}} - \frac{x_k f_k}{q_k}}{q_k - q_{k-1}} = c q_{k-1} \left[\frac{x f(x)}{q(x)} \right]_{x=x_{k-1}}' + o(\Delta x_{k-1}) \end{aligned}$$

Лемма 3 доказана.

Л е м м а 4. Минимальное значение дисперсии

$$D\Phi_k = \frac{c\sigma^2(1+o(1))}{2n \sum_{i=1}^k n_i x_i}. \quad /9/$$

Д о к а з а т е л ь с т в о.

$$\begin{aligned} Q &= \sum_{i=1}^k n_i^2 a_i b_i + 2 \sum_{i=1}^{k-1} a_i n_i \sum_{j=i+1}^k b_j n_j = \\ &= \sum_{i=1}^k n_i^2 a_i b_i + \sum_{i=1}^{k-1} a_i n_i \sum_{j=i+1}^k b_j n_j + \sum_{j=2}^k n_j b_j \sum_{i=1}^{j-1} n_i a_i = \\ &= \sum_{i=2}^{k-1} n_i (n_i a_i b_i + a_i \sum_{j=i+1}^k b_j n_j + b_i \sum_{j=1}^{i-1} a_j n_j) + \\ &+ n_1 (n_1 a_1 b_1 + a_1 \sum_{j=2}^k n_j b_j) + n_k (n_k a_k b_k + b_k \sum_{i=1}^{k-1} n_i b_i). \end{aligned}$$

Учитывая /5/, имеем

$$Q = c \sum_{i=1}^k n_i x_i$$

и из /4/ - утверждение леммы.

Л е м м а 5. Для $\forall \varepsilon > 0 \exists n, k$ такие, что

$$\left| \frac{D\Phi_k}{\left\{ -\frac{n}{\sigma^2} \int_{-\infty}^{\infty} x f(x) \left[\frac{(x f(x))'}{f(x)} \right]' dx \right\}^{-1}} - 1 \right| < 3\varepsilon. \quad /10/$$

Доказательство. По условию (i 1) функция $h(x)$ медленно меняющаяся при $x \rightarrow \infty$, поэтому /см. [3] /.

$$\frac{xh'(x)}{h(x)} \rightarrow 0 \quad x \rightarrow \infty$$

При \mathcal{J} , совпадающем со всей числовой прямой, учитывая, что $F(x) = x^{-\lambda} h(x)$, имеем

$$\left[\frac{xf(x)}{q(x)} \right]' = \left[\frac{x F'(x)}{F(x)} \right]' \rightarrow 0; \quad r_k x_k = \left[c q_{k-1} \left[\frac{xf(x)}{q(x)} \right]' + o(\Delta x_{k-1}) \right] x_k \rightarrow 0.$$

Если же \mathcal{J} конечен, то непосредственно из условия (i 1) следует, что $x_k r_k \rightarrow 0$. Поэтому

$$2 \sum_{i=1}^k r_i x_i = -2c \sum_{i=1}^{k-1} \left\{ f(x_i) \left[\frac{(xf(x))'}{f(x)} \right]' \Delta x_i + o(\Delta x_i) \right\} x_i + r_k x_k. \quad /10'/$$

Интеграл

$$L = - \int_{-\infty}^{\infty} xf(x) \left[\frac{(xf(x))'}{f(x)} \right]' dx$$

сходится, как показано ниже, к величине, отличной от нуля. Следовательно, для $\forall \varepsilon > 0 \exists x_k$ такое, что

$$\left| \frac{1}{L} - \frac{1}{\int_{x_k}^{\infty} xf(x) \left[\frac{(xf(x))'}{f(x)} \right]' dx} \right| < \frac{\varepsilon}{L}. \quad /10''/$$

По /10'/. $\exists n, k$ - такие, что

$$\left| \frac{1}{2c \sum_{i=1}^k r_i x_i} - \frac{1}{\int_{x_k}^{\infty} xf(x) \left[\frac{(xf(x))'}{f(x)} \right]' dx} \right| < \frac{\varepsilon}{L}.$$

Поэтому

$$\left| \frac{1}{L} - \frac{1}{2c \sum_{i=1}^k r_i x_i} \right| < \frac{2\varepsilon}{L}. \quad /11/$$

Выберем n настолько большим, чтобы $o(1)$, входящее в /9/, было меньше ε . Тогда из /11/ получим утверждение леммы.

Л е м м а 6.

$$\sigma^2 \int_{-\infty}^{\infty} \frac{[f'_\sigma(x, \sigma)]^2}{f(x, \sigma)} dx = - \int_{-\infty}^{\infty} y f(y) \left[\frac{(yf(y))'}{f(y)} \right]' dy, \quad /12/$$

где $f(x, \sigma) = F'_x\left(\frac{x}{\sigma}\right) = \frac{1}{\sigma} f\left(\frac{x}{\sigma}\right)$.

Поскольку

$$f'_\sigma\left(\frac{x}{\sigma}\right) = -\frac{x}{\sigma^2} f'_x\left(\frac{x}{\sigma}\right),$$

то

$$\begin{aligned} \frac{[f'_\sigma(x, \sigma)]^2}{f(x, \sigma)} &= \frac{\sigma}{f(\frac{x}{\sigma})} \left\{ \left[\frac{1}{\sigma} f\left(\frac{x}{\sigma}\right) \right]' \right\}_\sigma^2 = \frac{\sigma'}{f(\frac{x}{\sigma})} \left[-\frac{f(\frac{x}{\sigma})}{\sigma^2} \frac{1}{\sigma} f'_\sigma\left(\frac{x}{\sigma}\right) \right]^2 = \\ &= \frac{\sigma}{f(\frac{x}{\sigma})} \left[-\frac{f(\frac{x}{\sigma})}{\sigma^2} + \frac{1}{\sigma} \left(\frac{x}{\sigma^2}\right) f'_\sigma\left(\frac{x}{\sigma}\right) \right] = \frac{1}{\sigma^2 f(\frac{x}{\sigma})} \left[f\left(\frac{x}{\sigma}\right) + \frac{x}{\sigma} f'_\sigma\left(\frac{x}{\sigma}\right) \right]^2 = \frac{1}{\sigma^2 f(y)} \left[y f(y) \right]^2, \end{aligned}$$

где $y = \frac{x}{\sigma}$. Интегрируя по частям, получим

$$\begin{aligned} \sigma^2 \int_{-\infty}^{\infty} \frac{[f'_\sigma(x, \sigma)]^2}{f(x, \sigma)} dx &= \int_{-\infty}^{\infty} \frac{[y f(y)]^2}{f(y)} dy = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{[y f(y)] d[y f(y)]}{f(y)} = \\ &= y [y f(y)] \Big|_{-\infty}^{\infty} - \int_{-\infty}^{\infty} y f(y) \left\{ \frac{[y f(y)]'}{f(y)} \right\} dy. \end{aligned}$$

Из того, что

$$\sigma^2 \int_{-\infty}^{\infty} y^2 f(y) dy = \int_{-\infty}^{\infty} x^2 f(x, \sigma) dx = \sigma^2 < \infty,$$

следует

$$y^2 f(y) \Big|_{-\infty}^{\infty} = 0,$$

а так как

$$\sigma^2 \int_{-\infty}^{\infty} y^2 f'(y) dy = -2\sigma^2 \int_{-\infty}^{\infty} y f(y) dy = -2 \int_{-\infty}^{\infty} x f(x, \sigma) dx = 0,$$

то

$$y^2 f'(y) \Big|_{-\infty}^{\infty} = 0$$

и поэтому

$$y [y f(y)] \Big|_{-\infty}^{\infty} = 0.$$

Тем самым доказана лемма 6 и

Т е о р е м а. Для симметричных распределений $F\left(\frac{x-a}{\sigma}\right)$, a и σ — неизвестные математическое ожидание и среднее квадратическое отклонение/ с существующей $F''(y)$ и $F'(y) > 0$ на $\mathcal{Y} = \{y: 0 < F(y) < 1\}$ при выполнении условия (11), линейные оценки $\hat{\sigma}$

$$\Phi_k = \sum_{i=1}^k \alpha_i \left\{ \xi_{\left[\frac{n}{2}\right]+i} - \xi_{\left[\frac{n}{2}\right]+1-i} \right\},$$

где $\left[\frac{n}{2}\right] - k \rightarrow \infty$, $\left[\frac{n}{2}\right] - k = o(n)$, коэффициенты α_i определены по формулам /3'/, /6/, /7/, /8/. асимптотически эффективны.

Автор выражает благодарность В.А. Рогозину за ряд полезных советов.

Поступила в редакцию 18.5.1970 г.

Л и т е р а т у р а

1. J. Jung, On linear estimates defined by a continuous weight function, Arkiv for Matematik, 3, 3, 1956.
2. Э. Гумбель, Статистика экстремальных значений, Изд. МИР, М. 1965,
3. T. Kawata, Limit distribution of single order statistic, Rep. Stat. Appl. Res. JUSE (Japan), I, 4, 1951.