# LÜHITEATEID \* КРАТКИЕ СООБЩЕНИЯ

EESTI NSV TEADUSTE AKADEEMIA TOIMETISED. FUUSIKA \* MATEMAATIKA

ИЗВЕСТИЯ АКАДЕМИИ НАУК ЭСТОНСКОР ССР. ФИЗИКА \* MATEMATUKA PROCEEDINGS OF THE ACADEMY OF SCIENCES OF THE ESTONIAN SSR. PHYSICS \* MATHEMATICS 1984, 33. 3

https://doi.org/10.3176/phys.math.1984.3.15

УДК 519.2.24

### В. ОЛЬМАН

## ТОЧЕЧНАЯ МИНИМАКСНАЯ ОЦЕНКА СЛУЧАЙНОЙ ВЕРОЯТНОСТИ ПРИ ОГРАНИЧЕНИЯХ НА АПРИОРНОЕ РАСПРЕДЕЛЕНИЕ

- V. OLMAN, JUHUSLIKU TÕENÄOSUSE MINIMAKS PUNKTHINNANG KITSENDATUD APRIOORSE JAOTUSE KORRAL
- V. OLMAN. POINT MINIMAX ESTIMATOR OF A RANDOM PROBABILITY UNDER RESTRIC-TIONS ON A PRIORI DISTRIBUTION

### (Представил Н. Алумяэ)

Решаемая здесь задача формулируется следующим образом. Пусть  $x_1, x_2, \ldots, x_n$  — независимые реализации биномиальной случайной величины X, т. е. P(X=1)=p, P(X=0)=1-p. Параметр p тоже является случайной величиной, про распределение которой известно лишь, что оно принадлежит некоторому классу  $\mathcal{F}$ . Риск используемой процедуры  $\delta(x_1, x_2, \ldots, x_n)$  при оценивании параметра p имеет вид

$$R(\delta,p) = E_p(\delta(x_1, x_2, \ldots, x_n) - p)^2.$$

Задача заключается в нахождении такой  $\mathcal{F}$ -допустимой процедуры оценивания  $\delta_0$  [1], что

$$\inf_{\delta \in B_{\mathcal{F}}} \sup_{0 \leqslant p \leqslant 1} R(\delta, p) = \sup_{0 \leqslant p \leqslant 1} R(\delta_0, p), \tag{1}$$

где  $B_{\mathcal{F}}$  — множество всех  $\mathcal{F}$ -допустимых оценок, т. е. таких, для которых не существует  $\delta^*$  со свойством  $\int\limits_0^1 R(\delta,p) dF(p) \geqslant \int\limits_0^1 R(\delta^*,p) dF(p)$   $\forall F \in \mathcal{F}$  и со строгим неравенством хотя бы для одного  $F \in \mathcal{F}$ . В настоящей работе эта задача решается для класса  $\mathcal{F}$ , описанного в  $\mathcal{F}$ , т. е.  $G \in \mathcal{F}$ , если

- 1) G(p+0)+G(1-p)=1,  $0 \le p \le 1$ ,
- G(p) вогнута на интервале (0, 1/2).

Как показано в [¹], класс  $\mathcal{F}$ -допустимых процедур совпадает с множеством байесовских оценок относительно элементов класса  $\mathcal{F}$ . Таким образом, с учетом того, что  $y=\sum_{i=1}^n x_i$  — достаточная статистика, общий вид оценок из класса  $B_{\mathcal{F}}$  следующий [²]:

$$\delta_{F}(y) = \frac{\int_{0}^{1} p^{y+1} (1-p)^{n-y} dF(p)}{\int_{0}^{1} p^{y} (1-p)^{n-y} dF(p)}, \quad F \in \mathcal{F},$$
(2)

т. е.  $\delta_F$  — это оценка, байесовская относительно распределения F. Tеорема. Решением задачи (1) при  $n\geqslant 4$  является оценка  $\delta^*(y)=$  $=\frac{y+1}{n+2}$ , байесовская относительно равномерного на [0,1] распределения  $F_0(p)$ , т. е.  $F_0(p)=0$ ,  $p\leqslant 0$ ,  $F_0(p)=p$ ,  $0\leqslant p\leqslant 1$ . Доказательство. Прямые вычисления показывают, что

$$R\left(\delta^*,p\right) = \frac{p^2(4-n) + p\left(n-4\right) + 1}{(n+2)^2}\,,\quad \text{и следовательно,}$$
 
$$\sup_{0\leqslant p\leqslant 1} R\left(\delta^*,p\right) = R\left(\delta^*,1/2\right).$$

Таким образом, для доказательства теоремы достаточно показать, что

$$R(\delta_F, 1/2) \geqslant R(\delta^*, 1/2) \quad \forall F \in \mathcal{F}.$$
 (3)

Из вида (2) F-допустимых оценок получаем

$$\delta_{F}(y) = \frac{\int_{0}^{1/2} [p^{y+1}(1-p)^{n-y} + (1-p)^{y+1}p^{n-y}]dF(p)}{\int_{0}^{1/2} [p^{y}(1-p)^{n-y} + (1-p)^{y}p^{n-y}]dF(p)}.$$
 (4)

Используя это представление, легко убедиться, что для всех  $F \in \mathcal{F}$ имеет место равенство

$$\delta_F(y) + \delta_F(n-y) = 1, \quad y = 0, 1, ..., n.$$
 (5)

Теперь покажем, что

$$\delta_F(y) \geqslant \delta^*(y) \geqslant 1/2, \quad y \geqslant n/2, \quad \forall F \in \mathcal{F}.$$
 (6)

To, что  $\delta^*(y) \geqslant 1/2$  при  $y \geqslant n/2$  легко следует из самого вида оценки  $\delta^*(y)$ . Для доказательства левого неравенства в (6), используя формулу (4), перепишем его следующим образом:

$$\iint_{M} u_{y}(p) v_{y}(s) dF(p) ds \geqslant \iint_{M} v_{y}(p) u_{y}(s) dF(p) ds, \tag{7}$$

где

де 
$$M = \{(p,s): 0 \le p \le 1/2, 0 \le s \le 1/2\}, u_y(p) = p^{y+1}(1-p)^{n-y} + (1-p)^{y+1}p^{n-y}, v_y(p) = p^y(1-p)^{n-y} + p^{n-y}(1-p)^y.$$

В силу симметрии множества M относительно прямой p=s в неравенстве (7) можно перейти к интегрированию по множеству  $M_{1/2} =$  $=\{(p,s): 0 \le p \le 1/2, 0 \le s \le p\}:$ 

$$\iint_{M_{1/2}} [u_y(p) v_y(s) dF(p) ds + u_y(s) v_y(p) dF(s) dp] \geqslant$$

$$\geqslant \iint_{M_{1/2}} [u_y(s) v_y(p) dF(p) ds + v_y(s) u_y(p) dF(s) dp].$$

(8)Группируя подинтегральные выражения, получаем, что для доказа-

тельства (6) достаточно показать справедливость неравенства  $u_y(p)v_y(s)[dF(p)ds-dF(s)dp] \geqslant v_y(p)u_y(s)[dF(p)ds-dF(s)dp]$ для  $0 \le s \le p \le 1/2$ .

Выражение в квадратных скобках неположительно, так как  $F \in \mathcal{F}$ , и следовательно,  $\frac{dF(t)}{dt}$  почти везде существует и не возрастает при 0 < t < 1/2 [1]. Таким образом, осталось доказать, что

$$u_y(p)v_y(s) \leqslant v_y(p)u_y(s), \quad 0 \leqslant s \leqslant p \leqslant 1/2,$$
 (9)

или, что  $u_y(p)/v_y(p)$  не возрастает по  $p,\ 0\leqslant p\leqslant 1/2$ . Простыми преобразованиями получаем

$$u_y(p)/v_y(p) = \frac{1}{1+t} \frac{t^{s+1}}{t^s+1},$$
 (10)

где t = p/(1-p), s = 2y-n. Дифференцируя (10) по p, получаем

$$\frac{d}{dp} \frac{u_y(p)}{v_y(p)} = \frac{1 - 2p}{1 - p} \frac{t^{2s} - 1 + st^{s-1}[t^2 - 1]}{(t^s + 1)^2(1 + t)^2},$$

а так как  $p\leqslant 1/2$  и y< n/2, то  $s\geqslant 0$  и  $0\leqslant t\leqslant 1$ , откуда  $t^{2s}-1\leqslant 0$ ,  $t^2-1\leqslant 0$ , и следовательно,

$$\frac{d}{dp} \cdot \frac{u_y(p)}{v_y(p)} \leqslant 0,$$

что эквивалентно неравенству (9), а значит, и неравенству (6). Отметим, что в силу равенства (5) и неравенств (6)

$$\delta_F(y) \leqslant \delta^*(y) \leqslant 1/2$$
 при  $y < n/2$   $\forall F \in \mathcal{F}$ . (11)

Нетрудно убедиться в том, что независимо от четности числа п

$$R(\delta_{F}, 1/2) - R(\delta^{*}, 1/2) = \sum_{k=0}^{\left[\frac{n-1}{2}\right]} \left[ \left( \delta_{F}(k) - \frac{1}{2} \right)^{2} - \left( \delta^{*}(k) - \frac{1}{2} \right)^{2} \right] C_{n}^{k} / 2^{n},$$

где  $\left[\frac{n-1}{2}\right]$  — целая часть числа  $\frac{n-1}{2}$  ,откуда имеем в силу неравенств (6)

$$\left(\delta_F(k) - \frac{1}{2}\right)^2 - \left(\delta^*(k) - \frac{1}{2}\right)^2 = \left(\delta_F(k) - \delta^*(k)\right)\left(\delta_F(k) + \delta^*(k) - 1\right) \geqslant 0,$$

что и доказывает неравенство (3).

#### ЛИТЕРАТУРА

 Ольман В. Изв. АН ЭССР. Физ. Матем., 33, № 3, 285—290 (1984).
 Вальд А. Статистические решающие функции. — В кн.: Позиционные игры. М., «Наука», 1967, 300—522.

Институт кибернетики Академии наук Эстонской ССР Поступила в редакцию 26/X 1983