

откуда следует, что при больших  $T$  оценка (11) заведомо лучше. При  $\lambda \rightarrow 0$  левая часть (11) оценивается выражением вида  $n^{-1}L_3$ , а (12) —  $n^{-1}R_3\lambda^{-2}\lambda^{-R_4\lambda^{-2}}$ , т. е. оценка (11) также оказывается лучше. Наконец, при  $\lambda \rightarrow 1$  оценка (11) — порядка  $n^{-1}L_4(1-\lambda)^{-L_5(1-\lambda)^{-1}} \times \times e^{L_6(1-\lambda)^{-1}}$ , а (12) —  $n^{-1}(1-\lambda)^{-R_5}$ , т. е. лучше оказывается оценка (12).

1. Феллер В. Введение в теорию вероятностей и ее приложения, т. 1. М., 1964.
2. Калашников В. В. Качественный анализ поведения сложных систем методом пробных функций. М., 1978.
3. Карташов Н. В. О явных оценках скорости сходимости в теореме восстановления. — Теория вероятностей и математическая статистика, 1978, вып. 18.

Поступила в редколлегию 01.03.81

УДК 519.21

Д. Ф. ВЫСОЧАНСКИЙ, мл. науч. сотр., Ю. И. ПЕТУНИН, д-р физ.-мат. наук  
Киевский университет

## НЕКОТОРЫЕ СВОЙСТВА ОДНОВЕРШИННЫХ РАСПРЕДЕЛЕНИЙ

Пожалуй, ни в одной области теории вероятностей нет такого обилия неверных результатов или неправильно доказанных теорем, как в теории одновершинных распределений (см. например, [1, с. 64; 2, с. 170, 172]). Степень ошибочности этих результатов варьирует в довольно широких пределах — от абсолютно неверных утверждений до теорем, которые можно признать правильными с небольшими оговорками. В этой работе мы рассмотрим, в частности, одно весьма распространенное утверждение — так называемое алфавитное правило расположения математического ожидания, медианы и моды одновершинного распределения (см. [1, с. 64]) и покажем, что степень его ошибочности не слишком велика.

Пусть  $F(t)$  — функция одновершинного по Хинчину распределения с математическим ожиданием  $m$ , медианой  $\mu$ , конечной дисперсией  $\sigma^2 > 0$  и множеством мод  $\mathfrak{M}$  (см. [2 — 4]).

Если точка  $M \in \mathfrak{M}$  (т. е.  $M$  — мода распределения  $F(t)$ ), то  $F(t)$  имеет плотность вероятностей  $f(t): R^1 \setminus \{M\} \rightarrow [0, \infty)$ , монотонно неубывающую на интервале  $(-\infty, M)$  и монотонно невозрастающую на интервале  $(M, \infty)$  (см. [2, 4, 5]).

**Теорема 1.** Множество  $\mathfrak{M}$  является сегментом («сегмент мод»).

**Доказательство.** Покажем вначале, что  $\{\inf \mathfrak{M}, \sup \mathfrak{M}\} \subset \subset \mathfrak{M}$ . Из определения инфимума следует, что для любых точек  $t_1, t_2 \in (\inf \mathfrak{M}, \infty)$  таких, что  $t_1 < t_2$ , существует  $M \in \mathfrak{M} \cap (\inf \mathfrak{M}, t_1)$ . Поэтому  $f(t_1) \geq f(t_2)$  (см. [4, с. 197]). Итак, функция  $f(t)$  монотонно не возрастает на интервале  $(\inf \mathfrak{M}, \infty)$  и монотонно не убывает на интервале  $(-\infty, \inf \mathfrak{M}) \subset (-\infty, M)$ . Таким образом,  $\inf \mathfrak{M} \in \mathfrak{M}$  (см. [4, с. 197]); аналогично доказывается, что  $\sup \mathfrak{M} \in \mathfrak{M}$ .

Покажем теперь, что весь отрезок  $[\inf \mathfrak{M}, \sup \mathfrak{M}] \subset \mathfrak{M}$ . Так как для любого  $M \in [\inf \mathfrak{M}, \sup \mathfrak{M}]$  функция  $f(t)$  является монотонно убывающей в интервале  $(-\infty, M) \subset (-\infty, \sup \mathfrak{M})$  и монотонно возрастающей в интервале  $(M, \infty) \subset (\inf \mathfrak{M}, \infty)$ , то доказываемое включение справедливо (см. [4, с. 197]). Вместе с очевидным включением  $[\inf \mathfrak{M}, \sup \mathfrak{M}] \supset \mathfrak{M}$  оно означает, что  $\mathfrak{M} = [\inf \mathfrak{M}, \sup \mathfrak{M}]$ .

Теорема доказана.

*Следствие 1.* Если интервал  $(\inf \mathfrak{M}, \sup \mathfrak{M})$  не пустой, то распределение  $F(t)$  абсолютно непрерывно на  $R^1$ , а его плотность  $f(t)$  равномерно ограничена на  $R^1$  своим значением в какой-либо точке  $M \in (\inf \mathfrak{M}, \sup \mathfrak{M})$ ; на самом интервале  $(\inf \mathfrak{M}, \sup \mathfrak{M})$  функция  $f(t)$  постоянна.

Если распределение  $F(t)$  в некоторой точке  $t_0 \in R^1$  не будет абсолютно непрерывным (имеет в точке  $t_0$  атом), то сегмент мод вырождается в данную точку:  $\mathfrak{M} = \{t_0\}$ , а во всех остальных точках  $t \in R^1 \setminus \{t_0\}$  распределение  $F(t)$  является абсолютно непрерывной функцией.

**Лемма.** Пусть на некотором полуинтервале  $[a, b)$ , где  $a < b$ , функции  $k(t)$ ,  $l(t)$  и  $m(t)$  удовлетворяют условиям:

- 1)  $\infty > \int_a^b k(t) dt \geq \int_a^b l(t) dt > -\infty$ ;
- 2)  $\exists c \in [a, b) : \forall t \in [a, c) : k(t) \leq l(t)$  и  $\forall t \in (c, b) : k(t) \geq l(t)$ ;
- 3)  $m(t)$  — неотрицательная и строго возрастающая функция на  $[a, b)$ ;
- 4) произведения  $m(t)k(t)$  и  $m(t)l(t)$  — интегрируемые на  $[a, b)$  функции.

Тогда справедливо неравенство

$$\int_a^b m(t)k(t) dt \geq \int_a^b m(t)l(t) dt, \quad (1)$$

в котором равенство имеет место тогда и только тогда, когда

$$k(t) = l(t) \text{ почти всюду на } [a, b). \quad (2)$$

**Доказательство.** I. Из условий  $a < b$  и 2) следует

$$a \leq c < b. \quad (3)$$

Учитывая неравенство 1), получаем

$$\int_c^b [k(t) - l(t)] dt \geq \int_a^c [l(t) - k(t)] dt, \quad (4)$$

где оба подынтегральных выражения неотрицательны. Отсюда и из условий 3), 4), (3) следует, что

$$\int_a^b m(t)k(t) dt = \int_a^c m(t)k(t) dt + \int_c^b m(t)[k(t) - l(t)] dt +$$

$$\begin{aligned}
& + \int_c^b m(t) l(t) dt \geq \int_a^c m(t) k(t) dt + m(c) \int_c^b [k(t) - l(t)] dt + \\
& + \int_c^b m(t) l(t) dt \geq \int_a^c m(t) k(t) dt + m(c) \int_a^c [l(t) - k(t)] dt + \\
& + \int_c^b m(t) l(t) dt \geq \int_a^c m(t) k(t) dt + \int_a^c m(t) [l(t) - k(t)] dt + \\
& + \int_c^b m(t) l(t) dt = \int_a^b m(t) l(t) dt,
\end{aligned}$$

значит, справедливо неравенство (1).

II. Из условия (2) следует, что почти всюду на  $[a, b]$   $m(t) k(t) = m(t) l(t)$ . Последнее соотношение вместе с условием 4) означает, что в этом случае в неравенстве (1) имеет место равенство.

III. Если в (1) имеет место равенство, то в силу условий 3), 4), (3) все неравенства в I, начиная с формулы (4), превращаются в равенства, поэтому на основании 4) и (3) справедливо соотношение

$$\int_c^b [m(t) - m(c)][k(t) - l(t)] dt = \int_a^c [m(c) - m(t)][l(t) - k(t)] dt = 0. \quad (5)$$

Поскольку в предыдущих интегралах подынтегральные выражения неотрицательны (см. неравенство (3) и условия 2), 3)), то из равенства (5) в силу хорошо известных результатов математического анализа (см. [6, с. 210]) вытекает  $[m(t) - m(c)][k(t) - l(t)] = 0$  почти всюду на  $[a, b]$ , откуда, используя еще раз условие 3), находим, что  $k(t) = l(t)$  почти всюду на  $[a, b]$ . Лемма доказана.

*Следствие 2.* Если на некотором полуинтервале  $[a, b]$  для функций  $k(t)$ ,  $l(t)$  и  $m(t)$ , кроме условий 2), и 3), справедливо неравенство

$$-\infty < \int_a^b m(t) k(t) dt \leq \int_a^b m(t) l(t) dt < \infty, \quad (6)$$

а функции  $k(t)$  и  $l(t)$  интегрируемы на  $[a, b]$ , то

$$\int_a^b k(t) dt \leq \int_a^b l(t) dt, \quad (7)$$

где равенство выполняется тогда и только тогда, когда  $k(t) = l(t)$  почти всюду на  $[a, b]$ .

**Доказательство.** Если неравенство (7) не имеет места,

то для функций  $k(t)$ ,  $l(t)$  и  $m(t)$  выполняются все условия леммы, причем функции  $k(t)$  и  $l(t)$  не могут быть эквивалентными. В силу леммы отсюда следует, что справедливо неравенство, противоположное (6), а это противоречит условиям теоремы. Далее, предположим, что функции  $k(t)$  и  $l(t)$  не эквивалентны, а в соотношении (7) имеет место знак равенства. Тогда, проводя аналогичные рассуждения, можно также доказать справедливость неравенства, противоположного (6). Следствие доказано.

*Следствие 3.* Для произвольной плотности вероятностей  $g(t): R^1 \rightarrow [0, \infty)$  с дисперсией  $\sigma^2 > 0$  справедливо неравенство

$$\bar{g} = \operatorname{vrai} \max_{t \in R^1} g(t) \geq (2\sqrt{3}\sigma)^{-1}, \quad (8)$$

где знак равенства имеет место тогда и только тогда, когда

$$g(t) \sim \begin{cases} 0, & \text{если } |t - m| > \sqrt{3}\sigma; \\ (2\sqrt{3}\sigma)^{-1}, & \text{если } |t - m| \leq \sqrt{3}\sigma, \end{cases} \quad (9)$$

знак  $\sim$  означает эквивалентность функций, а  $m$  — математическое ожидание случайной величины с плотностью вероятностей  $g(t)$ .

*Доказательство.* Без ограничения общности можно рассмотреть нетривиальный случай, когда  $m = 0$ ,  $0 < \sigma < \infty$ ,  $\bar{g} < \infty$ ,

$p = \int_{-\infty}^0 g(t) dt \geq 1/2$  (потому что  $\int_0^{\infty} g(t) dt = 1 - p \leq 1/2$ ). Если

$k(t) = g(t)$ ,  $l(t) = \bar{g}$  при  $|t| \leq p/\bar{g}$  и  $l(t) = 0$  при  $|t| > p/\bar{g}$ ;  $m(t) = t^2$ , то на полуинтервале  $[a, b) = [0, -\infty)$  выполняются все условия леммы с заменой обычной ориентации полуинтервала  $[a, b)$  на противоположную:  $a = 0 > -\infty = b$  (см. определение чисел  $\bar{g}$  и  $p$ ). Поэтому

$$\begin{aligned} \int_0^{-\infty} t^2 g(t) dt &= \int_a^b m(t) k(t) dt \leq \int_a^b m(t) l(t) dt = \\ &= \int_0^{-\infty} t^2 l(t) dt = \int_0^{-p/\bar{g}} t^2 \bar{g} dt = -p^3/(3\bar{g}^2), \end{aligned}$$

т. е.

$$\int_{-\infty}^0 t^2 g(t) dt \geq p^3/(3\bar{g}^2), \quad (10)$$

где знак равенства имеет место лишь тогда, когда на луче  $(-\infty, 0]$  вышеуказанные функции  $k(t)$  и  $l(t)$  эквивалентны, т. е. когда

$$g(t) \sim \begin{cases} 0, & \text{если } t < -p/\bar{g}; \\ \bar{g}, & \text{если } t \in [-p/\bar{g}, 0]. \end{cases} \quad (11)$$

Аналогично доказывается неравенство

$$\int_{-\infty}^0 |t| g(t) dt \geq p^2/(2\bar{g}),$$

откуда (напомним, что  $m = 0$ )

$$\int_0^{\infty} tg(t) dt = m - \int_{-\infty}^0 tg(t) dt = \int_{-\infty}^0 |t| g(t) dt \geq p^2/(2\bar{g}) = \int_0^{\infty} tl(t) dt,$$

так что

$$\int_0^{\infty} tg(t) dt \geq \int_0^{\infty} tl(t) dt. \quad (12)$$

Из определения функции  $l(t)$  и (12), (8) вытекает, что на полуинтервале  $[a, b) = [0, \infty)$  для функций  $k_1(t) = tg(t)$ ,  $l_1(t) = tl(t)$ ,  $m_1(t) = t$  справедливы все условия леммы, поэтому

$$\int_0^{\infty} t^2g(t) dt = \int_a^b m_1(t) k_1(t) dt \geq \int_a^b m_1(t) l_1(t) dt = \int_0^{\infty} t^2l(t) dt,$$

где равенство имеет лишь в том случае, когда на полуинтервале  $[0, \infty)$   $k_1(t) \sim l_1(t)$ , т. е.

$$g(t) \sim \begin{cases} \bar{g}, & \text{если } t \in [0, p/\bar{g}]; \\ 0, & \text{если } t > p/\bar{g}. \end{cases} \quad (13)$$

Следовательно,

$$\int_0^{\infty} t^2g(t) dt \geq \int_0^{\infty} t^2l(t) dt = \int_0^{p/\bar{g}} t^2\bar{g} dt = p^3/(3\bar{g}^2),$$

так что

$$\int_0^{\infty} t^2g(t) dt \geq p^3/(3\bar{g}^2), \quad (14)$$

где знак равенства имеет место лишь при условии (13). Из условия  $m=0$ , а также (14), (10), (11) и (13) имеем

$$\sigma^2 \geq 2p^3/(3\bar{g}^2), \quad (15)$$

причем это неравенство обращается в равенство лишь тогда, когда

$$g(t) \sim \begin{cases} 0, & \text{если } |t| > p/\bar{g}; \\ \bar{g}, & \text{если } |t| \leq p/\bar{g}. \end{cases} \quad (16)$$

Из неравенства (15) с учетом предположения  $p \geq 1/2$  получаем

$$\bar{g} \geq p \vee 2p/(\vee 3\sigma) \geq (2\vee 3\sigma)^{-1},$$

где первый знак равенства имеет место лишь при условии (16), а второй — лишь при  $p = 1/2$ . Таким образом, справедливо неравенство (8), в котором знак равенства выполняется лишь для функции (9) (очевидно, неравенство (8) превращается в равенство для функции (9)). Следствие доказано.

*Замечание 1.* Легко показать, что в классе невырожденных распределений (т. е. когда  $\sigma \neq 0$ ) знак равенства в (8) достигается лишь для равномерных распределений.

*Определение.* Будем говорить, что множество  $\mathfrak{N} \subset R^1$  является почти связным, если существует множество  $N \subset R^1$  лебеговой меры нуль такое, что объединение  $\mathfrak{N} \cup N$  — связное множество.

*Следствие 4.* Пусть для некоторого одновершинного распределения с медианой  $\mu$ , модой  $M \geq \mu$  и плотностью  $f(t): R^1 \rightarrow [0, \infty)$  существует точка  $\alpha \in [\mu, M]$  такая, что множество  $T = \{t: t \geq 0, f(\alpha + t) \geq f(\alpha - t) > 0\}$  является почти связным. Тогда для данного распределения

$$m \leq \alpha, \quad (17)$$

причем равенство справедливо тогда и только тогда, когда распределение симметрично относительно точки  $\alpha = m = \mu$ .

*Доказательство.* Поскольку по условию  $\alpha \geq \mu$ , то

$$\begin{aligned} \int_0^{\infty} f(\alpha - t) dt &= - \int_{\alpha}^{-\infty} f(t) dt = \int_{-\infty}^{\alpha} f(t) dt = \int_{-\infty}^{\mu} f(t) dt + \\ &+ \int_{\mu}^{\alpha} f(t) dt \geq \int_{-\infty}^{\mu} f(t) dt = 1/2; \end{aligned}$$

с другой стороны,

$$\int_0^{\infty} f(\alpha - t) dt = \int_{-\infty}^{\alpha} f(t) dt \leq \int_{-\infty}^{\infty} f(t) dt = 1,$$

так что

$$1/2 \leq \int_0^{\infty} f(\alpha - t) dt < \infty. \quad (18)$$

Аналогично получаем

$$-\infty < \int_0^{\infty} f(\alpha + t) dt \leq 1/2. \quad (19)$$

Из неравенств (18) и (19) следует

$$\infty > \int_0^{\infty} f(\alpha - t) dt \geq \int_0^{\infty} f(\alpha + t) dt > -\infty. \quad (20)$$

Заметим, далее, что  $T \neq \emptyset$ , так как  $0 \in T$ , поэтому существует  $\sup T$ . Если  $\sup T = \infty$ , то из определения множества  $T$  и (20) вы-

текает, что данное распределение симметрично относительно точки  $\alpha$ , поэтому  $m = \mu = \alpha$ . В самом деле,

$$T = [0, \infty) \Rightarrow \forall t \geq 0 : f(\alpha + t) \geq f(\alpha - t) \Rightarrow \forall t \in [0, \infty) : f(\alpha + t) - f(\alpha - t) \geq 0 \Rightarrow \int_0^{\infty} [f(\alpha + t) - f(\alpha - t)] dt \geq 0. \quad (21)$$

Последнее неравенство из (21) вместе с (20) дает равенство

$$\int_0^{\infty} [f(\alpha + t) - f(\alpha - t)] dt = 0.$$

Отсюда и из предпоследнего неравенства (21) в силу хорошо известных теорем математического анализа (см. [6, с. 151]) следует

$$\text{mes} \{t : t \geq 0, f(\alpha + t) \neq f(\alpha - t)\} = 0,$$

так что плотность вероятностей  $f(t)$  можно считать симметричной относительно точки  $\alpha$ . Обратное утверждение очевидно.

Пусть теперь  $\sup T = c < \infty$ , тогда  $c \in [0, \infty)$ . Для функций  $k(t) = f(\alpha - t)$ ,  $l(t) = f(\alpha + t)$ ,  $m(t) = t$  и числа  $c$  выполняются все условия леммы, поэтому

$$\int_0^{\infty} tf(\alpha - t) dt > \int_0^{\infty} tf(\alpha + t) dt, \quad (22)$$

причем неравенство (22) является строгим, ибо  $c < \infty$  и  $\forall t > c : f(\alpha - t) > f(\alpha + t)$ . Используя (22), получим

$$\begin{aligned} \alpha - m &= \alpha \int_{-\infty}^{\infty} f(t) dt - \int_{-\infty}^{\infty} tf(t) dt = \int_{-\infty}^{\alpha} (\alpha - t) f(t) dt - \\ &- \int_{\alpha}^{\infty} (t - \alpha) f(t) dt = \int_0^{\infty} tf(\alpha - t) dt - \int_0^{\infty} tf(\alpha + t) dt > 0. \end{aligned}$$

Таким образом, если данное распределение не симметрично относительно вышеуказанной точки  $\alpha$ , то  $m < \alpha$ . Справедливо и обратное утверждение: неравенство  $m < \alpha$  означает, что распределение не симметрично относительно точки  $\alpha$ . Следствие доказано.

Утверждение, аналогичное следствию 3, можно сформулировать и в случае, когда  $\mu \geq M$ . Оно доказывается так же, как и следствие 3, с использованием леммы. Мы получаем в итоге  $m \geq \alpha \in [M, \mu]$  (ср. с неравенством (17)).

**Теорема 2.** Если для одновершинного распределения выполняются условия следствия 3 при  $\mu \leq M$  (или  $\mu \geq M$ ) и  $\alpha = \mu$ , то для данного распределения справедливо алфавитное правило

(т. е. медиана  $\mu$  лежит между математическим ожиданием  $m$  и модой  $M$ ).

Доказательство этого утверждения вытекает из следствия 3 и его модификации при  $\mu \geq M$ .

*Замечание 2.* Утверждения (см. [1, с. 64], и [7, с. 91—93]) о том, что для произвольного одновершинного распределения справедлив алфавитный порядок (прямой или обратный) взаимного расположения на числовой прямой его математического ожидания  $m$ , медианы  $\mu$  и моды  $M$ , не соответствуют действительности. В этом можно убедиться на следующем контрпримере:

$$f(t) = \begin{cases} 0, & \text{если } t < -\sigma\sqrt{3}, t > (3 - 2\varepsilon^2)\sigma\sqrt{3}; \\ (2\sigma\sqrt{3})^{-1}, & \text{если } t \in [-\sigma\sqrt{3}, 0] \cup (\sigma\varepsilon/n, (1 - 2\varepsilon^2)\sigma\sqrt{3}); \\ [(2\sqrt{3})^{-1} + n^2t]\sigma^{-1}, & \text{если } t \in (0, \sigma\varepsilon/n]; \\ \varepsilon^2(4\sigma\sqrt{3})^{-1}, & \text{если } t \in [(1 - 2\varepsilon^2)\sigma\sqrt{3}, (3 - 2\varepsilon^2)\sigma\sqrt{3}], \end{cases}$$

где  $n$  — произвольное натуральное число, а  $\varepsilon \in (0, 1/\sqrt{3}]$ .

Легко показать, что  $f(t)$  — плотность вероятностей одновершинного распределения с положительной дисперсией  $\sigma^2 > 0$ . Для случая одновершинного распределения с атомом можно привести такой контрпример:

$$F(t) = \begin{cases} 0, & \text{если } t \leq -3; \\ 0,175(t+3), & \text{если } t \in (-3, 1]; \\ 0,8 + 0,05(t-1), & \text{если } t \in (1, 5]; \\ 1, & \text{если } t \geq 5. \end{cases}$$

Как в первом, так и во втором примере  $\mu < m \leq \inf \mathfrak{M}$ , где  $\mathfrak{M}$  — сегмент мод распределения.

1. *Кендалл М., Стьюарт А.* Теория распределения. М., 1966. 2. *Гнеденко Б. В., Колмогоров А. Н.* Предельные распределения для сумм независимых случайных величин. М.—Л., 1949. 3. *Хинчин А. Я.* Об унимодальных распределениях.— Изв. НИИ мат. и мех. Томского ун-та, 1938, вып. 2, № 2. 4. *Феллер В.* Введение в теорию вероятностей и ее приложения, т. 2. М., 1967. 5. *Харди Г. Г., Литтлвуд Дж. Е., Полюа Г.* Неравенства. М., 1948. 6. *Вулик Б. Э.* Краткий курс функций вещественной переменной. М., 1965. 7. *Закс Л.* Статистическое оценивание. М., 1976.

Поступила в редколлегию 14.01.80

УДК 519.21

В. Л. ГИРКО, д-р физ.-мат. наук, Киевский университет

### ПРЕДЕЛЬНЫЕ ТЕОРЕМЫ ДЛЯ СУММ СЛУЧАЙНЫХ ВЕЛИЧИН, СВЯЗАННЫХ В ЦЕПЬ МАРКОВА. I

Изучению предельных теорем для сумм случайных величин, связанных в неоднородную цепь Маркова, посвящено огромное число работ. Центральная предельная теорема для таких сумм,